

媒体关注、制度环境与盈余管理

杨坤

(中央财经大学会计学院, 北京 100081)

【摘要】 本文以2009~2013年中国A股市场非金融类公司的数据为样本,从公司外部治理的角度出发,研究了新闻媒体、审计师、机构投资者等外部治理因素对公司盈余操控的治理作用。研究发现:新闻媒体能够揭示上市公司应计盈余管理,管理层并未因市场压力采取对企业长期业绩损害较大的真实盈余管理;国际“四大”在抑制盈余操控方面发挥了一定的治理作用,机构投资者持股对公司的盈余操控的治理作用显著;对于国有控股公司,国际“四大”和机构投资者对公司盈余操控的治理作用受到一定制约;在媒介环境发展程度较低的地区,国际“四大”未能发挥对公司盈余操控的治理作用。

【关键词】 媒体关注; 盈余管理; 审计师; 机构投资者

一、引言

随着信息化浪潮的推进和互联网的普及,媒体力量的崛起已成为重要的社会现象。媒体监督被认为是新兴资本市场上替代司法保护不足的一项重要制度安排(Dyck et al., 2008)。与其他监督形式相比,媒体监督具有速度快、范围广、影响深等特点。媒体报道的银广厦陷阱、科龙电器舞弊案、绿大地造假案等众多案例表明,媒体作为公共信息的提供者,其形成的舆论焦点效应可以有效揭露违法违规现象。盈余管理是公司治理监控的一个重要方面,媒体关注可能对公司盈余管理产生以下影响:一方面,媒体通过信息制造、披露和传播,将上市公司暴露于监管部门、投资者、审计师等的监督之下。媒体的广泛关注犹如“聚光灯”,使上市公司的违法违规行为更可能被发现,增加了上市公司被处罚的概率,从而抑制管理层的机会主义行为,减少上市公司的盈余操纵行为。另一方面,大量的媒体报道,使资本市场的信息环境发生变化,媒体报道吸引了公众的“眼球”,给管理层带来巨大的压力,管理层出于股权激励、薪酬契约、晋升和职业发展等因素的考虑,很可能进行盈余操纵,在公众面前维持良好的形象,满足市场的盈利预期。

目前关于公司治理的研究文献中,结合制度环境考察媒体关注、机构投资者、审计师的公司治理效应的研究较少。本文选取2009~2013年中国A股上市公司作为研究对象,结合制度环境研究媒体关注在抑制上市公司盈余管理方面的治理效应。研究表明,在中国资本市场中,新闻媒体、审计师和机构投资者作为外部监督的重要力量,能够产生积极的公司治理作用,在一定程度上抑制上市公司盈余管理行为。

二、文献综述和研究假设

(一)媒体关注与盈余管理

盈余管理一直是学术界研究的热点,管理者从事盈余管理的动机主要包括:资本市场动因、薪酬动因和监管动因,其中资本市场动因在盈余管理动因中占主导地位(Graham et al., 2005; Chen et al., 2008)。借鉴Dyck et al. (2008)的研究方法,不考虑监管动因,本文采用简化模型分析管理者进行盈余管理的收益和成本。

管理者从事盈余管理的收益包括基于股票价格的收益、基于会计盈余的收益和满足资本市场盈利预期带来的声誉。我国的经理人市场不成熟,国有企业的管理者通常不会因经营管理不善而被降级和解聘,民营企业的经理人在创业者与职业经理人之间的转换成本较低,致使经理人市场缺乏稳定性,声誉机制在约束管理层行为方面作用十分有限,因此本文不考虑声誉机制的影响。盈余管理带来的股票价格收益包括管理者持有股票获得的收益、基于股票的薪酬激励、大股东对管理者的认可等。本文将股票价格收益视为股票价格的波动性(δ)和股票期望价格(S)的函数 $f(\delta S)$ 。盈余管理带来的基于会计盈余的收益包括基于会计盈余的薪酬激励、留任或晋升的收益等。假定会计盈余满足一定阈值时,管理者获得固定收益(C),因此盈余管理的收益是 $f(\delta S)+C$ 。盈余操纵可能使管理层受到惩罚,本文用惩罚的概率(π)和被惩罚的程度(P)代表盈余管理的成本。不考虑资本市场声誉的影响,当 $f(\delta S)+C>\pi P$ 时,管理层有强烈的动机从事盈余管理行为;当 $f(\delta S)+C<\pi P$ 时,管理层的盈余管理行为受到抑制。

媒体关注增加了股票价格的波动性(δ)和股票期望价格(S)。Huberman、Regev(2001)以上市公司ENMD为

例,验证了财经媒体对上市公司的报道确实影响了该公司的股票价格。Dyck、Zingales(2003)认为,ENMD事件具有普遍意义,重复报道没有增量内容的信息确实会影响公司的股价,媒体对会计盈余的新闻报道显著地影响了市场的盈利预测。Chan(2003)采用是否包含公司名称的新闻标题作为媒体报道的虚拟变量,发现负面新闻导致很强的价格飘移,正面报道则会引起反转。Nguyen Dang(2005)发现上市公司CEO的媒体曝光率越高,该公司的股票收益就越高,反映企业价值的Tobin-Q值就越高,反之亦然。Tetlock et al.(2008)发现媒体负面报道可以预测上市公司未来较低的盈余,尤其涉及公司基本生产经营状况的负面报道,其预测效果更显著。

媒体关注增加了惩罚的概率(π)和被惩罚的程度(P)。Miller(2006)发现媒体关注能够有效识别上市公司管理层的财务造假行为。Dyck et al.(2008)分析了媒体关注能够增加惩罚发生的可能性以及惩罚程度的机理。李培功和沈艺峰(2010)认为,在经济转型国家,媒体的公司治理作用是通过引起行政机构的介入实现的。醋卫华和李培功(2012)选取受到证监会处罚的96个上市公司为样本,发现60.42%存在公司治理问题的企业在证监会正式介入调查前受到过媒体的质疑和负面报道,认为媒体扮演了资本市场监督者的角色。

根据上述分析,媒体并非事前“缄默无语”,事后“言辞犀利”。媒体的大量关注,使上市公司的违法违规行为更可能被发现,增加了上市公司被处罚的概率(π)和被惩罚的程度(P)。上市公司盈余操纵获得收益是一定的,媒体关注和报道增加了上市公司盈余操纵的成本,媒体能够发挥“有效监督”的职能。因此本文提出:

假设1a:大量的媒体关注会抑制上市公司的盈余管理行为。

媒体的本质是一种“信息传递”中介,媒体关注会影响上市公司的股票价格、股票收益等,进而影响管理层的盈余管理行为。然而,媒体关注对股票价格的波动性、股票收益产生重大影响,会给管理者带来巨大的市场压力。相对欧美发达国家,中国的资本市场不成熟,投资者专业化程度较低,更容易受到舆论导向的影响,产生“羊群”效应。朱宝宪和王怡凯(2001)发现媒体对选股的播报影响了股票收益率。饶育蕾等(2010)发现媒体对上市公司的关注度越高,随后一个月其股票的平均收益率降低。张雅慧等(2011)探讨了媒体关注度高的股票收益反而低于关注度低的股票的原因。刘峰等(2014)发现媒体关注与投资者关注的交互作用对当期股票收益具有显著正向影响,认为媒体信息传播导致的投资者关注及其投资行为是引起股票收益变化的直接动因,而媒体对特定股票的关注可以放大投资者关注对股票收益的影响程度。

作为资本市场的信息中介,媒体搜集、整理和发布大

量的信息,增进了投资者对公司经营状况的了解,也可能影响投资者的情绪。媒体大量报道的公司更容易吸引投资者的注意,形成投资者对公司的认知差异,影响公司的股价和股票收益。因此,我们认为,媒体关注不仅具有监督功能,更可能给管理层带来资本市场的压力。盈余信息是影响股价波动性、股票收益率的重要信息,媒体对公司盈余信息的关注、传播给管理层带来巨大的压力。在强大的市场压力下,管理层可能采取措施维持股价、达到分析师的盈利预期。由于经营业绩短期无法改变,管理层可能利用会计政策给予的自由选择权调节盈余,进行应计盈余管理。由于应计盈余管理容易被审计师、机构投资者识别,管理层也可能基于市场压力操纵真实生产经营活动,进行真实盈余管理。因此本文提出:

假设1b:大量的媒体关注不能抑制上市公司的盈余管理行为。

(二) 审计师与盈余管理

高质量的独立审计是抑制公司盈余管理行为、确保会计信息质量、维护资本市场秩序的重要制度安排。审计质量取决于审计师的独立性和专业胜任能力。在其他情况相同时,规模越大的事务所代表的审计质量越高,因为规模越大的事务所,保持独立性的动机越强,专业胜任能力越高,审计失败造成的声誉损失越大。Becker(1998)发现,非“六大”客户比“六大”客户报告的可操控性应计利润绝对值的中值和均值更高;Francis et al.(1999)发现规模较大的会计师事务所容忍较少的应计盈余管理。Krishnan(2003)发现大型会计师事务所更可能抑制客户激进性和投机性地披露可操控性应计利润,提高了可操控性应计利润对未来盈利的预测能力。漆江娜(2004)、蔡春(2005)、吴水澎(2006)等发现,我国“大所”能够明显抑制公司的应计盈余管理,并且国际“四大”对应计盈余管理的抑制作用更强。

在会计弹性不足以及受到严格外部监管的情况下,企业更可能实施真实盈余管理(Zang, 2007; Cohen et al., 2008)。与应计盈余管理相比,真实盈余管理通过经营决策刻意构建真实经济活动影响公司的盈利水平,隐蔽性更强。国际“四大”能否抑制真实盈余管理呢?王静等(2013)发现,“四大”能够显著抑制真实盈余管理行为。曹国华等(2014)发现审计行为能够在一定程度上抑制上市公司的真实盈余管理。因此本文提出:

假设2:国际“四大”能够抑制上市公司的盈余管理行为。

(三) 机构投资者与盈余管理

机构投资者作为资金雄厚的专业投资者,在资本市场发挥着积极的监督作用,能够降低管理层的盈余操纵行为,提高会计信息披露的质量。Brous、Kini(1994)认为,机构投资者有动机也有能力监控并约束公司盈余管理行

为。Liu、Peng(2006)发现长期机构投资者的持股比例与应计利润质量正相关。Koh(2007)发现,长期机构投资者可以抑制公司基于应计利润的盈余管理行为。国内的研究与国外文献的结论基本一致。程书强发现,机构投资者持股比例越高,越能抑制盈余管理行为。薄仙慧、吴联生(2009)发现,机构投资者对非国有控制公司的盈余管理行为起到了明显抑制作用。因此本文提出:

假设3:机构投资者能够抑制上市公司盈余管理行为。

三、数据来源和研究设计

(一)数据来源

本文选取2009~2013年中国A股上市公司作为研究样本,剔除金融保险行业公司。财务数据来源于wind资讯库,媒体报道数据采用手工搜集的方式从CNKI《中国重要报纸全文数据库》获得,上市公司更名数据来自RESSET金融研究数据库。为避免极端值的影响,对模型中除媒体关注以外的连续变量在1%和99%水平上进行Winsorize处理,剔除主要变量缺失的样本,最终得到9502个样本观测值。模型统计检验采用Stata 12.0软件完成。

(二)主要变量

1. 应计盈余管理。Kothari et al.(2005)提出业绩调整或匹配的应计盈余管理估计方法,即在Jones模型或修正的Jones模型基础上,控制会计业绩的影响,该模型可提高盈余管理研究结论的可靠性。本文以修正的Jones模型为基础,直接控制当期业绩(ROA)的影响,对模型(1)分行业、分年度进行OLS回归,用模型(1)的残差估计可操控性应计利润DA。

$$TA_{i,t}A_{i,t-1}=\beta_1A_{i,t-1}+\beta_2(\Delta REV_{i,t}-\Delta REC_{i,t})A_{i,t-1}+\beta_3PPE_{i,t}A_{i,t-1}+\beta_4ROA_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TA_{i,t}$ = $NI_{i,t}$ - $CFO_{i,t}$, $TA_{i,t}$ 是总应计利润, $NI_{i,t}$ 是净利润, $CFO_{i,t}$ 是经营活动现金流量净额; $A_{i,t-1}$ 为 i 公司第 $t-1$ 年年末总资产; $\Delta REV_{i,t}$ 为 i 公司 t 年主营业务收入与 $t-1$ 年主营业务收入的差额; $\Delta REC_{i,t}$ 为 i 公司 t 年年末应收账款与 $t-1$ 年年末应收账款的差额; $PPE_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年年末固定资产净额; $ROA_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年年末总资产收益率。本文取 DA 的绝对值 ABS_DA 代表应计盈余管理程度,数值越大表明盈余质量越低。

2. 真实盈余管理。本文采用 Roychowdhury(2006)、Cohen 和 Zarowin(2010)的计量模型,将真实盈余管理分为销售操控、生产活动操控、应计费用操控,采用以下模型分年度、分行业回归估计正常经营现金流、正常生产成本、正常应计费用,异常值是真实值与正常值的差额。

$$CFO_{i,t}A_{i,t-1}=\beta_0+\beta_1(A_{i,t-1})+\beta_2(REV_{i,t}A_{i,t-1})+\beta_3(\Delta REV_{i,t}A_{i,t-1})+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PROD_{i,t}A_{i,t-1}=\beta_0+\beta_1(A_{i,t-1})+\beta_2(REV_{i,t}A_{i,t-1})+\beta_3(\Delta REV_{i,t}A_{i,t-1})+\beta_4(\Delta REV_{i,t-1}A_{i,t-1})+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$DISX_{i,t}A_{i,t-1}=\beta_0+\beta_1(A_{i,t-1})+\beta_2(REV_{i,t-1}A_{i,t-1})+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $PROD_{i,t}$ 表示生产成本,是销售成本与存货变化之和; $DISX_{i,t}$ 表示应计费用,是管理费用与营业费用之和。给定销售水平,如果公司进行正向盈余管理,公司具有以下特征:经营活动现金流不正常降低(异常经营现金流较低),生产成本不正常升高(异常生产成本较高),应计费用不正常降低(异常应计费用较低)。因此,本文将异常经营现金流乘以 -1 作为销售操控程度的变量 (AB_CFO),将异常生产成本作为生产活动操控程度的变量 (AB_PROD),将异常应计费用乘以 -1 作为应计费用操控程度的变量 (AB_DISX),将这三个变量加总反映企业真实盈余管理 (REM),这四个变量的数值越大,表明真实盈余管理程度越高。

3. 媒体关注度。本文从CNKI《中国重要报纸全文数据库》获得媒体报道数据。具体如下:分别使用“标题查询”和“主题查询”对样本公司的全称、简称、曾用名进行检索,剔除涉及多家上市公司的报道,计算该公司样本期间媒体报道总次数,借鉴 Dyck et al.(2008)做法,以“ $1+$ 媒体报道总次数”的自然对数作为“媒体关注度”指标。

4. 媒介环境发展程度。本文借助喻国明发布的《中国传媒发展指数报告》的测评结果衡量媒介发展程度。该报告从中国传媒行业的生产能力、盈利能力、广告竞争、受众消费和媒介环境五个方面对我国各省(自治区、直辖市)的传媒综合实力进行整体监测与评估,构建了中国传媒发展指数(China Media Development Index, CMDI),综合反映了我国各地区媒介发展程度。传媒发展指数越大,表示该地区媒介宏观监督能力发挥得越好(贺建刚等, 2012)。本文取各地区传媒发展总指数的自然对数度量媒介发展程度。

(三)研究模型

根据上文的分析和假设,本文分别将被解释变量应计盈余管理 (ABS_DA) 和真实盈余管理 (REM 、 AB_CFO 、 AB_PROD 、 AB_DISX) 对媒体关注、审计师、机构投资者进行回归检验。为了检验制度因素(政府干预程度、媒介发展程度)对上市公司盈余管理行为的影响,本文区分国有控股和非国有控股、媒介环境发展程度高低分样本进行回归检验,具体模型如下:

$$ABS_DA=\alpha_0+\alpha_1Media_{j,t}+\alpha_2Big4_{j,t}+\alpha_3Inst_{j,t}+Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

$$REM=\alpha_0+\alpha_1Media_{j,t}+\alpha_2Big4_{j,t}+\alpha_3Inst_{j,t}+Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \quad (6)$$

模型(5)和模型(6)中解释变量为媒体关注度 $Media1$ (媒体报道次数加1的自然对数)、审计师 $Big4$ (上市公司由国际“四大”审计为1,否则为0)、机构投资者 $Inst$ (机构投资者年末持股比例)。借鉴 Becker(1988)、于忠泊等

(2011)做法,并结合中国资本市场的特点,控制变量包括:审计意见Mod(上市公司被出具非标意见为1,否则为0)、公司规模Size(上市公司总资产的自然对数)、财务杠杆LEV(期末资产负债率)、成长性Growth(年末主营业务收入增长率)、盈利能力ROA(总资产收益率)、公司性质SOE(上市公司为国有控股取1,非国有控股取0)、媒介发展程度CMDI(各地区传媒发展总指数的自然对数)、股权集中度Fshare(第一大股东持股比例)、市账比MB(总市值/权益账面价值)、盈利状况Loss(上市公司当年净利润为负取1,否则为0)、模型控制年度和行业效应。

四、实证检验及结果分析

(一)描述性统计

表1和表2列示的是主要变量的描述性统计。2009~2013年观测值为9 502个,可操控性应计利润(ABS_DA)的均值为0.065 9万元,标准差为0.068 7万元,最大值为0.374 7万元,最小值为0.000 8万元,真实盈余管理(REM)的均值为0.014 6万元,标准差为0.245 8万元,最大值为0.672 1万元,最小值为-0.941 5万元,反映出各上市公司盈余管理程度存在一定差异;样本期间上市公司由国际“四大”审计的公司约为5.50%,94.50%上市公司由本土事务所审计;机构投资者持股比例较高,平均为36.87%;媒介环境发展指数均值为62.98,中位数为62.42,最大值为82.17,最小值为33.27,由于中国各地区市场化进程不平衡,媒介环境发展程度差异较大。

表 1 主要变量的描述性统计

Variable	N	mean	median	sd	min	max
ABS_DA	9 502	0.065 9	0.044 5	0.068 7	0.000 8	0.374 7
REM	9 502	0.014 6	0.032 5	0.245 8	-0.941 5	0.672 1
AB_CFO	9 502	0.007 1	0.004 8	0.097 7	-0.310 2	0.330 0
AB_PROD	9 502	0.005 7	0.011 4	0.131 0	-0.464 8	0.407 0
AB_DISX	9 502	0.001 5	0.014 3	0.079 0	-0.386 5	0.159 8
Media1	9 502	1.540 4	1.609 4	1.020 5	0	6.448 9
Big4	9 502	0.055 0	0	0.228 1	0	1
Inst	9 502	36.865 3	36.272 2	23.580 2	0.361 1	87.005 1
CMDI	9 502	62.976 6	62.420 0	10.914 0	33.270 0	82.170 0

表 2 被解释变量均值的描述性统计

Variable	非国有控股	国有控股	均值差异	CMDI <62.42	CMDI ≥62.42	均值差异
ABS_DA	0.069 7	0.060 6	0.009 1***	0.067 6	0.064 3	0.003 3**
REM	0.009 1	0.022 2	-0.013 2***	0.022 3	0.007 0	0.015 3***
AB_CFO	0.009 3	0.004 0	0.005 3***	0.009 5	0.004 8	0.004 7**
AB_PROD	0.000 4	0.013 0	-0.012 6***	0.009 7	0.001 7	0.008 0***
AB_DISX	-0.000 9	0.004 8	-0.005 7***	0.003 4	-0.000 4	0.003 7**
N	5 514	3 988		4 733	4 769	

注:*,**、***分别表示均值差异在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

从表2来看,按照国有控股和非国有控股分组,分组后两个样本应计盈余管理和真实盈余管理存在显著差异。按照媒介环境发展程度(CMDI)的中位数(62.42)分组,分组后两个样本的盈余管理程度存在显著差异,且媒介环境发展程度较差地区的公司,盈余管理程度更高。

(二)相关系数分析

从表3的相关分析可见,被解释变量(ABS_DA)与解释变量(Media1)显著正相关,表明媒体关注度越高,上市公司应计盈余管理行为越明显;被解释变量(ABS_DA)与解释变量(Big4、Inst)显著负相关,表明国际“四大”审计的公司、机构投资者持股比例较高的公司,应计盈余管理行为受到了抑制。被解释变量(REM、AB_CFO、AB_PROD、AB_DISX)与解释变量(Media1)显著负相关,表明媒体关注度较高的上市公司,真实盈余管理行为受到抑制;被解释变量(REM、AB_CFO、AB_PROD、AB_DISX)与解释变量(Big4、Inst)显著负相关,表明国际“四大”审计的公司、机构投资者持股比例较高的公司,真实盈余管理行为受到了抑制。鉴于解释变量之间具有显著的相关性,本文在回归分析中对多重共线性进行了检验,VIF检验的值小于4。

(三)实证结果分析

表4第(1)栏报告了模型(5)全样本回归结果。在控制了相关因素后,媒体关注度与应计盈余管理显著正相关。由于新闻媒体的报道对企业没有硬性约束,因此,新闻媒体能够揭露企业的应计盈余操纵行为,但没有强制纠正功能,验证了假设1b。国际“四大”审计的上市公司,机构投资者持股比例较高的公司,应计盈余管理程度较低。审计师和机构投资者作为外部监督机制,能够约束企业的盈余管理行为,验证假设2和假设3。

表4第(2)、(3)栏报告了国有控股和非国有控股样本的回归结果。国际“四大”、机构投资者对公司应计盈余管理具有治理作用,但国有控股削弱了机构投资者的治理功能。表4第(4)、(5)栏报告了按照媒介环境发展程度(CMDI)的中位数(62.42)分组回归结果。在媒介环境发展程度较高的地区,国际“四大”和机构投资者对盈余操控的治理作用很明显;在媒介环境发展程度较低的地区,国际“四大”对应计盈余操控的治理作用不明显。

表5第(1)~(4)栏列示了模型(6)全样本回归的结果。上市公司的管理层在媒体关注的市场压力下,减少了损害公司长期业绩的真实盈余管理行为;在机构投资者持股比例较高的公司,真实盈余管理行为受到了明显的抑制,验证了假设1a和假设3;国际“四大”对真实盈余管理行为的抑制作用不明显。

表5第(5)、(6)栏报告了国有控股和非国有控股样本的回归结果。国际“四大”在非国有控股公司对真实盈余管理的抑制作用比较明显。表5第(7)、(8)栏报告了按照