

自媒体对我国上市房地产企业盈余管理 的影响研究 ——以新浪微博为例

封 华, 田高良

(西安交通大学 管理学院 / 管理教学实验中心, 西安 710049)

摘要: 本文采用2010~2013年我国A股上市房地产企业的财务数据, 研究了自媒体(新浪微博)曝光度对我国上市房企应计项目盈余管理和真实活动盈余管理的影响。研究结果表明, 微博曝光度会促使我国上市房企进行应计项目盈余管理, 抑制真实活动盈余管理, 并且公司治理对两种不同的盈余管理都起到了负向的调节作用。

关键词: 自媒体; 新浪微博; 盈余管理; 公司治理

中图分类号: F230 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-8838(2015) 04-0057-09

一、引言

在大众传媒不断发展、信息传播不断提速的今天, 媒体对于我们每个人生活的影响显而易见, 这其中自媒体无疑扮演了重要的角色。美国新闻学会媒体中心于2003年7月发布了由谢因·波曼与克里斯·威理斯联合提出的“*We Media*(自媒体)”研究报告, 里面对“*We Media*”下了一个严谨的定义: “*We Media*是普通大众经由数字科技强化、与全球知识体系相连之后, 一种开始理解普通大众如何提供与分享他们自身的事实、新闻的途径。”(Bowman和Willis, 2003) 简言之, 即公民用以发布自己亲眼所见、亲耳所闻事件的载体, 如博客、微博、微信、论坛、BBS等网络社区。在我国, 近年来以新浪微博为代表的自媒体蓬勃发展, 成为了当今最为流行的媒体平台之一。根据新浪

微博官方统计, 截至2013年12月31日, 新浪微博的注册用户数达5.03亿, 其中与本文研究内容相关的房地产行业更是微博上的大户。根据新浪微博数据中心发布的《2013年Q1房地产行业微博报告》, 截至2013年3月31日, 房产类微博达到115 934个, 同比增长率达到了199.34%, 粉丝数129 328 128个, 同比增长135.19%。现有研究表明, 房地产企业由于运营资金量大、容易受国家宏观政策影响等原因存在着盈余管理行为, 阻碍了我国资本市场的健康发展; 同时, 相关研究也发现媒体的曝光会对企业的公司治理行为带来监督作用。那么, 以新浪微博为代表的自媒体是否也能像传统媒体一样, 对公司治理起到一定的外部监督作用呢? 自媒体的曝光究竟会是使管理层在盈余操纵上悬崖勒马还是愈演愈烈? 这一系列问题需要实践来检验, 因此有必要就以新浪微博为代表的自媒体对上市公司的治

收稿日期: 2014-10-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(71372163); 国家自然科学基金青年科学基金项目(71302195); 教育部人文社会科学研究基金规划项目(13YJA630081)

作者简介: 封 华(1989-), 男, 河北保定人, 西安交通大学管理学院博士生;
田高良(1965-), 男, 陕西富平人, 教授, 博士生导师。

理作用展开研究。

媒体的公司治理效应是近年来国内外金融、会计领域研究的热点问题。Dyck和Zingales(2004)研究表明,媒体会影响公司的控制权收益;Engelberg和Parsons(2009)研究发现了盈余公告时媒体的作用;Fang和Peress(2009)研究表明,大量的媒体关注能够降低资本市场上的摩擦效应,使证券定价更为准确。李培功和沈艺峰(2010)研究发现,媒体的监督作用可以使监管部门对问题公司的监管力度加强;于忠泊等(2011)研究表明,媒体关注会促使管理层进行应计项目的盈余管理,抑制真实活动的盈余管理。值得注意的是,目前国内外大量的关于媒体的研究所采用的信息依然来自报刊、杂志等传统渠道,很少有学者关注新兴的网络媒体的治理作用。本研究主要结合代理理论与行为金融理论,从盈余管理的角度入手,利用我国A股上市房地产企业2010~2013年的财务数据,研究新浪微博曝光度对上市房地产企业盈余操纵的影响。研究结论表明,微博曝光度会促使我国上市房企进行应计项目盈余管理,抑制真实活动盈余管理,并且公司治理对两种不同的盈余管理都起到了负向的调节作用。

二、文献回顾与研究假设

(一) 媒体关注的公司治理作用

概括地说,媒体关注的公司治理作用可以分为对资本市场定价的影响与对公司治理水平的影响两大方面。

从传统金融理论的角度来讲,股票的价格应该反映市场上的可用信息,因此不同类型的消息对股价的影响应该是不同的。Barber和Odean(2008)研究发现,投资者的关注能力是受到限制的,他们没有足够的时间和精力对所有股票进行了解,因此他们会购买能够吸引他们注意力的股票,使得这些股票的价格存在上升的空间。Fang和Peress(2009)研究发现,在不区分新闻报道正负面的情况下,受到媒体广泛关注的股票收益要显著低于没有受到媒体广泛关注的股票。饶育蕾等(2010)利用我国A股上市公司的数据研究也发现,与媒体关注度低的股票相比,受到媒体广泛关注的股票收益偏低。此现象被学者们称作“媒体效应”(media-effect)。

从行为金融的角度来说,Tetlock(2011)研究发现,媒体报道确实能够影响投资者的注意力,即便是那些陈旧的信息(stale information),也会引起投资者的过度反应。Hong和Stein(2007)认为媒体报道导致了市场情绪的高涨,最终导致价格偏离基本价值。De Long等(1990)则提出了另外一种情景,较多的媒体关注触发了正回馈交易,驱使资产价格偏离本身价值。

按照公司治理发挥作用的机理,可以将其分为内部和外部两种公司治理机制。内部公司治理机制是指通过股

东、董事会和管理层之间的契约制度安排,以消除因利益不一致而产生的各种代理问题。外部公司治理机制主要来源于“法与金融”学派的观点,是指法律制度、社会规范、金融及中介市场的发展程度对公司代理问题的治理作用。媒体的公司治理机制主要有以下三种:

第一,传统监督机制。这一机制以李培功和沈艺峰(2010)的研究为代表,他们认为媒体仅仅是一个信息中介,媒体关注的最大功能是揭露功能,通过媒体披露能够增加公司治理问题的暴露程度(Dyck等,2008),进而能够引起监管部门的注意。监管部门的介入才具有直接的治理功能,能够导致公司行为的改变。因此,根据这一理论,媒体关注是通过引起监管部门的介入而发挥公司治理功能的。

第二,声誉机制。这一机制的代表性文献是Dyck等(2008)的研究成果,他们认为,媒体关注通过影响经理人和董事会成员的声誉来规范他们的行为。经理人和董事会成员的声誉给他们带来财富和社会地位,声誉损害对经理人和董事会成员来说是一个可信的惩罚,促使他们更加关注媒体,对媒体的报道做出及时反应。Nguyen等(2009)以及醋卫华和李培功(2012)均发现了声誉机制的作用。

第三,市场压力机制,也称之为资本市场机制。这一机制建立在Fang和Peress(2009)的基础之上,以于忠泊等(2011)的研究为代表,他们认为,媒体关注对资本市场的影响日益凸显,而公司激励机制也越来越与资本市场紧密相连,媒体通过作用于资本市场而对公司治理产生影响。他们的研究发现,与传统监督机制相反,媒体关注带来的市场压力反而增加了公司应计项目盈余管理的行为,他们认为媒体关注的公司治理作用主要体现在对管理者短视行为的影响。

(二) 媒体监督与盈余管理

盈余管理一直是会计界研究的核心热点问题。William. R. Scott认为盈余管理是企业在GAAP的框架内,选择不同的会计政策,使自身利益得到最大化。盈余管理主要可以分为对应计项目的盈余管理和对真实活动的盈余管理。应计项目盈余管理是企业管理者在会计准则约束下,灵活地选择恰当的会计方法对企业的盈余数字进行调整。因此应计项目盈余管理给企业带来的影响是短期的,仅仅是在不同的会计期间对企业盈余做出符合企业最大利益的分布,并不会对企业的实际盈余水平带来影响。而真实活动盈余管理则是通过虚构交易、异常生产、异常赊销、折扣等行为,从而达到短期的盈余目的,影响企业的真实生产经营活动。这会使公司达到既定的盈余目标,但同时会增加公司长期的成本,从长远来说并不利于公司的发展。

从委托代理理论的角度来讲,委托方与代理方之间的

表1 变量定义

因变量	
DA	应计项目盈余管理程度
RM	真实活动盈余管理程度
自变量	
WB	年度微博报道条数的对数
控制变量	
LOSS	是否发生亏损, 发生亏损取1, 未发生取0
TOBINQ	成长能力
LEVEL	资产负债率
ROA	资产收益率
SIZE	公司规模的自然对数
BIG4	虚拟变量, 四大审计1, 非四大0
MB	账面市值比
M&A	是否发生并购, 发生取1, 未发生取0
CG	公司治理水平, 治理水平高取1, 低取0
CFO	经营活动现金流
PROD	生产成本
DISEXP	酌量性费用
S_{t-1}	第t-1年的销售额
A_{t-1}	第t-1年的总资产
YEAR	年份

矛盾是产生盈余操纵的根本原因, 而委托方和代理方信息的不对称使盈余操纵得以进行。Healy 和 Whalen(1999) 等研究发现, 管理者进行盈余管理主要有薪酬动因、资本市场动因与监管动因三个方面的动因。其中, 薪酬动因是指管理层为了能在任期内获得尽可能高的报酬而调高利润水平, 取得股东的认可; 资本市场动因是指由于分析师和投资者主要利用公司的财务报表进行投资决策, 因此操纵利润可以达到粉饰报表的目的, 进一步会影响股价的表现; 监管动因是指管理层为了达到监管部门规定的条件而操纵盈余, 达到保配、保盈的目的。

由于我国资本市场尚不完善, 上市公司为了满足监管者、投资者各自的期望, 有动机进行盈余管理, 并且可以通过前文所说的变更会计政策、延缓确认收入、分摊费用等方法进行应计项目盈余管理, 也可以通过减少酌量性费用、增加产量等进行真实活动盈余管理。媒体对一个公司的关注可能造成两种结果。于忠泊等 (2011) 研究表明, 媒体监督一方面会让上市公司受到监管, 约束其真实活动盈余管理的行为, 另一方面也会给上市公司的管理层带来强大的来自资本市场的压力, 可能会促使其进行应计项目的盈余管理。因此, 在这两种可能性都存在的情况下, 参考于忠泊等 (2011) 的研究, 本文提出假设1

和假设2:

H1: 在其他条件不变的情况下, 随着微博曝光度的增加, 我国A股上市房地产企业会面临越来越大的市场压力, 为了满足投资人与分析师的需求, 会增加应计项目盈余管理程度。

H2: 在其他条件不变的情况下, 随着微博曝光度的增加, 我国A股上市房地产企业受到的监督作用越来越明显, 为了企业长远的发展, 会降低真实活动盈余管理程度。

Dechow 等 (1996) 研究认为, 公司治理水平较高的公司, 控股股东受到的监督较多, 因而盈余操纵受到了更为严格的限制, 而公司治理水平低的公司则为盈余管理提供了环境, 是产生盈余管理的催化剂。因此, 本文提出假设3:

H3: 在其他条件不变的情况下, 公司治理水平越高的公司, 越多的微博曝光度会降低其应计项目盈余管理程度和真实活动盈余管理程度。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文选取了我国A股上市房地产企业2010~2013年的数据进行研究。由于新浪微博正式开通于2009年, 2010年开始发挥影响力, 因此媒体相关数据采用了2010~2013年共四年的数据。由于新浪微博尚未开通数据服务, 因此所有的微博报道数据均通过作者手工收集。本研究所选用的财务数据来自CSMAR数据库。为了保持回归模型中数据的稳定, 减少异方差带来的影响, 本文对微博曝光度这个变量取了对数。但是收集到的数据显示, 很多公司某一年与之相关的微博报道条数为0, 而对0取对数在数学上是没有意义的。为了保持数据的完整性, 本文在处理数据的时候将数据为0的改为1, 在与每个公司相关的微博报道条数一般为几千或者数万条的情况下, 这样处理既保证了数据不被大量删减, 又最大程度地反映了数据的真实情况, 不会对结果造成太大的影响。

(二) 主要变量计算及变量定义

1. 应计项目盈余管理

Dechow 等 (1995) 研究表明, 修正的 Jones 模型对识别盈余管理最为有效。本文参考Aboody 等 (2005) 的做法, 首先计算出总应计利润, 然后以之为被解释变量, 逐年进行回归, 用估计的系数计算正常应计利润, 再用总应计利润减去正常应计利润, 得到的差值即为应计项目盈余管理程度。

$$TA_t / A_{t-1} = \beta_1 (1 / A_{t-1}) + \beta_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) / A_{t-1} + \beta_3 (PPE_t / A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$NDA_t / A_{t-1} = \beta_1 (1 / A_{t-1}) + \beta_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) / A_{t-1} + \beta_3 (PPE_t / A_{t-1}) \quad (2)$$

表2 主要变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
WB	5.896	2.743	0.000	5.771	15.696
LEVEL	0.618	0.179	0.017	0.654	0.973
ROA	0.035	0.051	-0.719	0.034	0.314
SIZE	22.566	1.462	15.597	22.692	26.895
TOBINQ	1.590	1.205	0.042	1.207	11.753
MB	0.824	1.087	0.085	0.828	23.998
ABCFO	0.003	0.331	-3.576	0.018	4.861
ABPROD	-0.001	0.444	-5.522	0.001	3.737
ABDISEXP	0.000	0.147	-0.647	-0.004	2.507

表3 估计方法选择

固定效应模型还是混合回归模型	个体效应是否显著	F(214,419) = 2.83 ; Prob>F=0.017
固定效应模型还是随机效应模型	HUSMAN 检验	chi ² (18)=97.23 ; Prob>chi ² =0.0000
是否需要双向固定	Wald 检验	F(2,415)=38.9 ; Prob>F=0.0000
	LR 检验	LR chi ² (4)=41.19 ; Prob>chi ² =0.0000
是否存在异方差	Modified Wald 检验	chi ² (217)=1.3e+19 ; Prob>chi ² =0.0000
是否存在时序相关	短面板一般不考虑	

$$DA_t = TA_t / A_{t-1} - NDA_t / A_{t-1} \quad (3)$$

其中, TA_t 为第 t 年应计利润总额, A_{t-1} 为第 $t-1$ 年的资产总额, ΔREV_t 为第 t 年主营业务收入与第 $t-1$ 年主营业务收入的差值, ΔREC_t 为第 t 年应收账款与第 $t-1$ 年应收账款的差值, PPE_t 为第 t 年末固定资产价值, ε_t 为回归方程的残差项, NDA_t 为不可操纵应计利润, DA_t 为应计项目盈余管理程度。

2. 真实活动盈余管理

本文参考 Roychowhury(2006) 以及 Cohen 等(2008) 的研究, 将真实活动盈余管理分为对销售、生产成本和酌量性费用的操纵。对销售的操纵主要是通过打折赊销等手段扩大销售额; 对生产成本的操纵主要是利用非正常的扩大产量来降低单位成本; 酌量性费用由销售费用和管理费用两部分组成。在国外的文献中, 酌量性费用不仅是由这两项构成的, 还包括了研发费用、广告费用等, 但是我国企业的报表中通常并没有详细披露研发费用与广告费用的数额, 只是将这两项统一计入销售费用与管理费用当中, 因此, 本文选择这两个变量作为酌量性费用的替代变量。模型的具体形式如下:

$$CFO_t / A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2(S_t/A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$PROD_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$DISEXP_t / A_{t-1} = \phi_0 + \phi_1(1/A_{t-1}) + \phi_2(S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, CFO_t 为第 t 年经营活动现金流, $PROD_t$ 为第

t 年生产成本, $DISEXP_t$ 为第 t 年酌量性费用, S_{t-1} 为第 $t-1$ 年销售额。以上三式各自的残差代表了异常现金流 $ABCFO_t$ 、异常生产成本 $ABPROD_t$ 与异常酌量性费用 $ABDISEXP_t$ 。考虑到公司可能同时运用这三种真实活动盈余管理手段, 因此需要对三项指标进行加总。考虑到不同的方向, 本研究对异常现金流与异常酌量性费用均乘以 -1 , 然后将三者相加, 取其和的绝对值作为真实活动盈余管理程度的替代变量。具体模型如下:

$$RM_t = |(-1) \times ABCFO_t + ABPROD_t + (-1) \times ABDISEXP_t| \quad (7)$$

3. 公司治理水平

本文参考 DeFond(2012) 的研究, 首先, 计算股东总数的自然对数、董事人数、独董比例、监事会规模、第一大股东持股比例自然对数的倒数、第一大股东与第二大股东持股比例的倒数、两权分离度、董事会“四委”设立个数、各项会议次数、管理层持股比例的倒数、前三位高管薪酬水平自然对数的倒数等指标的均值; 其次, 将大于等于各指标均值的公司标注为 1, 其余为 0; 再次, 用标注后的指标相加得到的总指标 CGS 代表公司治理水平, 将 $CGS \geq 6$ 的公司标注为 1, 其余为 0。因此 CGS 最终为 1 的公司代表治理水平较高的公司, 为 0 的公司代表治理水平较低的公司。

本文所有的变量定义如表 1 所示。

4. 模型设定

本文采用如下模型研究微博曝光度与应计项目盈余

表4 回归结果(1)

	模型8和模型10		模型9和模型11	
	DA	RM	DA	RM
WB	0.0050** (3.24)	-0.0119** (-2.37)	0.0035 (1.42)	-0.0189** (-2.78)
CG			-0.0015** (-3.10)	-0.0291** (-2.44)
CG_WB			-0.0028** (-2.22)	-0.0055* (-2.19)
LOSS	0.0131 (1.59)	-0.1650 (-1.57)	0.0099 (1.44)	-0.1800 (-1.62)
BIG4	0.0091 (1.33)	0.1280 (1.36)	0.0087 (1.32)	0.1280 (1.36)
M&A	0.0031** (2.37)	-0.1850 (-1.75)	0.0014* (2.18)	-0.1910 (-1.79)
LEVEL	0.1420* (2.33)	-0.7190** (-2.91)	0.1300* (2.13)	-0.7590 (-0.96)
ROA	-0.2480*** (-3.55)	-2.1440* (-2.37)	-0.2580*** (-3.70)	-2.1890* (-2.40)
SIZE	-0.0118** (-2.90)	0.2960 (1.75)	-0.0114 (-0.88)	0.2960 (1.74)
TOBINQ	0.0062* (2.03)	0.0613 (1.00)	0.0055 (1.16)	0.0585 (0.95)
MB	0.0006** (2.22)	0.0646** (2.81)	0.0006** (2.23)	0.0639 (1.77)
YEARS	control	control	control	control
cons	0.2200 (0.84)	-6.0110 (-1.78)	0.2220 (0.85)	-5.9600 (-1.75)
N	443	443	443	443
adj. R ²	0.196	0.342	0.187	0.349

注：回归结果采用了White(1980)异方差-稳健性标准误，括号中t值是调整后的t值。***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著。

管理程度的关系。其中， DA_t 为应用修正的JONES模型计算出的应计项目盈余管理程度， WB_t 为每年与每家上市房企相关的微博报道条数的对数，其余为控制变量。于忠泊等(2011)的研究发现， $TOBINQ_t$ (成长能力)、 $LEVEL_t$ (负债水平)、 $SIZE_t$ (公司规模)、 ROA_t (盈利能力)等均会对公司的盈余情况带来影响。同时本文参考了王志敏和王克超(2007)的研究，控制了 $M\&A_t$ (并购)所带来的盈余操纵，参考了Dadalt(2003)的研究控制了 $LOSS_t$ (是否发生亏损)、 MB_t (账面市值比)。除此之外还控制了年份的影响因素。

$$DA_t = \alpha_0 + \alpha_1 WB_t + \alpha_2 LOSS_t + \alpha_3 TOBINQ_t + \alpha_4 LEVEL_t + \alpha_5 SIZE_t + \alpha_6 ROA_t + \alpha_7 BIG4_t + \alpha_8 MB_t + \alpha_9 M\&A_t + YEARS \quad (8)$$

为了研究公司治理水平对盈余管理的影响，本文参考了高雷和张杰(2008)的研究，加入了公司治理水平作为媒体关注的调节变量。

$$DA_t = \beta_0 + \beta_1 WB_t + \beta_2 CG_t + \beta_3 CG_WB_t + \beta_4 LOSS_t + \beta_5 TOBINQ_t + \beta_6 LEVEL_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 BIG4_t + \beta_{10} MB_t + \beta_{11} M\&A_t + YEARS \quad (9)$$

类似的，本文也进行了有关真实活动盈余管理与微博曝光度的研究，模型如下：

$$RM_t = \alpha_0 + \alpha_1 WB_t + \alpha_2 LOSS_t + \alpha_3 TOBINQ_t + \alpha_4 LEVEL_t + \alpha_5 SIZE_t + \alpha_6 ROA_t + \alpha_7 BIG4_t + \alpha_8 MB_t + \alpha_9 M\&A_t + YEARS \quad (10)$$

同样的，在研究真实活动盈余管理的过程中，文本也引入了公司治理作为调节变量。

表5 回归结果(2)

	ABCFO	ABPROD	ABDISEXP
WB	0.0073** (2.41)	-0.0277* (-2.23)	-0.0116 (-1.51)
CG	-0.0475 (-1.42)	-0.1220** (-2.65)	-0.0454 (-1.94)
CG_WB	-0.0139 (-1.85)	-0.0878** (-2.43)	-0.0429 (-1.06)
LOSS	0.0596 (1.37)	-0.0492 (-1.24)	0.0710 (1.03)
BIG4	-0.0521** (-2.86)	0.0763 (1.31)	-2.6051 (-1.00)
M&A	0.0302*** (3.51)	-0.1680* (-2.26)	-0.0074 (-1.29)
LEVEL	0.2390 (1.55)	-0.1860 (-1.34)	0.3340 (1.79)
ROA	0.5120 (1.02)	-1.5090* (-2.37)	0.1680 (0.78)
SIZE	-0.0362 (-1.39)	0.2980* (2.51)	0.0377 (1.94)
TOBINQ	-0.0108 (-1.32)	0.0959* (2.22)	0.0483** (3.31)
MB	0.0482* (2.42)	0.1210*** (4.81)	0.0090* (2.06)
YEARS	control	control	control
cons	0.6200 (0.33)	-6.4100** (-2.70)	-1.0700 (-1.33)
N	443	443	443
adj. R ²	0.362	0.245	0.288

注：回归结果采用了White(1980)异方差—稳健性标准误，括号中t值是调整后的t值。***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著。

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 WB_t + \beta_2 CG_t + \beta_3 CG_WB_t + \beta_4 LOSS_t + \beta_5 TOBINQ_t + \beta_6 LEVEL_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 BIG4_t + \beta_{10} MB_t + \beta_{11} M \& A_t + YEARS \quad (11)$$

四、结果讨论

(一) 描述性统计

通过主要变量的描述性统计分析(见表2),可以看出不同公司之间的微博曝光度差异是比较大的,标准差达到了2.743,考虑到微博曝光度是取了对数后的结果,因此这样的差异反映了媒体报道的选择性。而在考虑真实活动盈余管理方面,可以看出,不同上市房地产企业异常酌量性费用之间的差异最小,而异常生产成本之间的差异最大,初步说明采用异常酌量性费用进行盈余操纵是上市房

企最为常见的操纵手段。其他变量作为控制变量在此不多赘述。

(二) 模型回归结果和解释

在进行多元回归分析前,本文首先考虑了模型的选择问题。具体情况如表3所示。

本文通过统计检验发现,应计项目盈余管理模型中的个体效应高度显著,且HUSMAN检验拒绝了随机效应模型,因此,在估计媒体关注对盈余水平的影响时本文采用了固定效应模型,同时由于时间效应有显著的影响,因此控制了时间的影响因素;通过Modified Wald检验,本文数据存在异方差的问题,因此应该采用稳健回归进行估计;由于本文的数据在时间上只有四年,属于典型的短面板,因此一般不考虑时序相关的问题。综上所述,本文最终采用了White(1980)异方差—稳健性标准误进行估计,并加入了时间变量进行控制。对真实活动盈余管理的估计采用了同样的方法,由于篇幅所限不再报告。回归结果如表4所示。

模型8和模型10是没有加入公司治理调节作用的原始模型。回归结果表明,WB(微博曝光度)与DA(应计项目盈余管理程度)在5%的水平上呈显著的正相关关系,说明微博曝光度越高的房地产公司,由于受到的关注越大,市场对其所带

来的压力作用占据了主导因素,管理层可能会因此调节公司盈余,导致盈余管理程度的提高。而WB(微博曝光度)与RM(真实活动盈余管理程度)在5%的水平上呈显著的负相关关系,说明微博曝光度的提升也会对公司管理层起到一定的监督作用,公司管理层并不想损害公司的长远发展,因此,会减少对真实活动盈余的操纵。

模型9和模型11加入了公司治理作为调节变量。可以看出,公司治理水平本身对应计项目盈余管理与真实活动盈余管理都起到了抑制作用,均在5%的水平上显著。而通过考察交互项,本研究发现对于应计项目盈余而言,交互项的系数在5%的水平上显著为负,且微博曝光度的系数依然为正,但是变得不显著了,说明公司治理水平越高的公司,即使面临较多的市场压力仍然能够保持较高的盈余

表6 稳健性检验

	Kothari 模型	White/Newey 稳健估计		工具变量回归	
	DA	DA	RM	DA	RM
WB	0.0050** (2.23)	0.0035* (2.09)	-0.0089 (-1.56)	0.0129* (2.04)	-0.5140* (-2.03)
CG	-0.0297** (-2.87)	-0.0015* (-2.10)	-0.0291 (-1.57)	-0.0438 (-1.16)	-1.3200** (-2.29)
CG_WB	-0.0379** (-3.24)	-0.0028** (-2.72)	-0.0055 (-1.86)	-0.0100 (-1.21)	-0.2370** (-2.30)
LOSS	0.0131 (1.59)	0.0099 (1.38)	-0.1800 (-0.61)	0.0137 (1.40)	-0.0575 (-1.10)
BIG4	0.0091 (0.33)	0.0087 (1.70)	0.1280 (2.12)	-0.0004 (-0.01)	-0.1610 (-0.15)
M&A	0.0031* (2.17)	0.0014* (2.07)	-0.1910** (-2.89)	0.0021* (2.22)	-0.1690* (-2.04)
LEVEL	0.1420* (2.33)	0.1300 (1.73)	-0.7590 (-0.94)	0.1410 (1.41)	-0.3880 (-0.23)
ROA	-0.2480*** (-3.55)	-0.2580*** (-3.57)	-2.1890*** (-3.19)	-0.2150*** (-3.16)	-0.7910** (-2.28)
SIZE	-0.0118** (-3.07)	-0.0114 (-1.35)	0.2960 (1.44)	-0.0213 (-1.02)	-0.0177 (1.96)
TOBINQ	0.0062 (1.30)	0.0055 (2.54)	0.0585 (2.02)	0.0005 (-1.18)	-0.1010 (20.6)
MB	0.0006 (1.22)	0.0006* (2.29)	0.0639** (2.78)	0.0021 (1.68)	0.1090** (2.51)
YEARS	control	control	control	control	control
cons	0.2200 (0.84)	0.2220 (-1.45)	-5.9600 (-2.01)	0.3690 (-0.08)	-1.2830 (-1.98)
N	443	443	443	443	443
adj. R ²	0.196	0.178	0.244	0.169	0.204

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著。

质量,公司治理对缓解应计项目盈余管理起到了积极的作用。同样的,研究结果显示在真实活动盈余管理模型中,公司治理水平的系数也在5%的水平上显著为负,说明公司治理水平越高的公司越少采用损害公司长远发展的手段调节盈余,而交互项的系数显著为负,可以看出加入调节作用后微博曝光度对真实活动盈余的负向作用更加明显,因此可以初步说明公司治理在抑制损害公司长远发展的真实活动盈余管理中发挥了积极的作用。

进一步地,为了研究微博曝光度对上市房地产企业真实活动盈余管理的三种方式中的哪一种影响最大,本文分别对异常现金流、异常生产成本与异常酌量性费用做了检验,结果如表5所示。

可以看出,微博曝光度与异常现金流在5%的水平上呈显著正相关关系,且从统计上来看,公司治理水平在这

其中没有发挥调节作用;微博曝光度与异常生产成本在10%的水平上呈显著负相关关系,公司治理水平与异常生产成本在5%的水平上呈显著负相关关系,说明公司治理水平高的公司微博带来的曝光会抑制其通过异常生产来进行盈余管理活动;而从统计结果上看,微博曝光度与异常酌量性费用没有显著的关系。

五、稳健性检验

Kothari等(2009)研究发现,业绩控制的JONES模型犯第一类错误的概率更小,可以减少模型设定的误差,因此本文采用业绩控制的JONES模型对所有样本的应计盈余重新分年度进行了估计,代入模型中进行回归,主要的回归结果没有发生变化,微博关注度依然会促进上市房企的应计盈余操纵。

由于面板数据除了时序相关外还可能产生截面相关,并且本文数据属于短面板,序列相关性质未知,根据Driscoll和Kraay(1998)的研究,采用扩展到panel的White/Newey估计可以综合地解决异方差、序列相关以及截面相关性质未知的面板模型。因此,本文采用该方法对三个主要模型进行了估计,回归结果发现显著性水平有所降低,尤其是对于真实活动盈余管理,微博曝光度的影响已经不显著,但对于应计项目盈余管理来说本研究的结论依然稳健。

为了缓解内生性的影响,本文参照权小峰等(2010)的研究,选择了非流通股比例、上市年限的自然对数、企业控制权性质三个变量作为工具变量进行两阶段回归。回归结果显示微博曝光度对上市房企应计项目盈余管理依然会有促进作用,但是公司治理的调节作用不再显著;而对于真实活动盈余管理的回归结果没有发生明显变化。

综上,稳健性检验结果(见表6)表明,微博曝光度越高的上市房地产企业的应计项目盈余管理程度越高的结论在三种稳健性检验方法下都是稳健的,而微博曝光度对上市房地产企业真实活动盈余管理的影响在采用扩展到panel的White/Newey估计时结果变得不显著。

六、研究结论

随着微博等自媒体的影响力与日俱增,社交媒体对于资本市场的影响在潜移默化地进行着,本文以2010~2013年我国A股上市房地产企业为样本,实证检验了自媒体(新浪微博)曝光度对上市房地产企业应计项目盈余管理与真实活动盈余管理的影响。根据本文的研究结果,微博曝光度越高的上市房地产企业,其应计项目盈余管理程度越高,说明自媒体的曝光增加了管理者的经营压力,会使他们在短期内操纵企业盈余;微博曝光度越高的上市房地产企业,其真实活动盈余管理程度越低,说明自媒体的曝光也起到了规范监督的作用,会使管理者为了企业长远的发展,减少有损企业未来发展的行为。与此同时,本文还发现公司治理对于两种类型的盈余管理都起到了负向的调节作用。

随着我国网民数量的不断增加,政府对自媒体的重视程度也与日俱增,自媒体对资本市场的影响作用也越来越明显。本研究的创新之处在于:(1)目前国内针对媒体治理作用的实证文章还很少,而选择自媒体作为研究对象的在公开出版刊物中尚未发现,本文利用新浪微博的数据从盈余管理的视角研究了自媒体的公司治理作用,具有较大的新意。(2)本研究同时着眼于应计项目盈余管理与真实活动盈余管理,现有研究大多关注的是应计项目的盈余管理。

主要参考文献:

- [1] 醋卫华,李培功.媒体监督公司治理的实证研究[J].南开管理评论,2012,15(1):33-42.
- [2] 高雷,张杰.公司治理、机构投资者与盈余管理[J].会计研究,2008,(9):64-72.
- [3] 李培功,沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究,2010,(4):14-27.
- [4] 权小峰,吴世农,文芳.管理层权力、私有收益与薪酬操纵——来自中国国有上市企业的实证证据[J].经济研究,2010,(11):73-87.
- [5] 饶育蕾,彭叠峰,成大超.媒体注意力会引起股票的异常收益吗?——来自中国股票市场的经验证据[J].系统工程理论与实践,2010,(2):287-297.
- [6] 于忠泊,田高良,齐保垒,张皓.媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J].管理世界,2011,(9):127-140.
- [7] Aboody, D., Hughes, J., Liu, J. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital[J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43(5): 651-673.
- [8] Barber, B. M., Odean, T. All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(2): 785-818.
- [9] Bowman, S., Willis, C. We Media: How Audiences are Shaping the Future of News and Information[DB/OL]. (2003-09-21). <http://www.hypergene.net/wemedia/>.
- [10] Cohen, D. A., Dey, A., Lys, T. Z. Real and Accrual-based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods[J]. The Accounting Review, 2008, 83(3): 757-787.
- [11] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., Waldmann, R. J. Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation[J]. The Journal of Finance, 1990, 45(2): 379-395.
- [12] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 70(2): 193-225.
- [13] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC[J]. Contemporary Accounting Research, 1996, 13(1): 1-36.
- [14] DeFond, M. L. The Consequences of Protecting Audit Partners' Personal Assets from the Threat of Liability: A Discussion[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54:174-179.
- [15] Driscoll, J. C., Kraay, A. C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data[J]. Re-

- view of Economics and Statistics, 1998, 80(4) : 549-560.
- [16] Dyck, A., Volchkova, N., Zingales, L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3) : 1093-1135.
- [17] Dyck, A., Zingales, L. Private Benefits of Control: An International Comparison[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(2) : 537-600.
- [18] Engelberg, J. E., Parsons, C. A. The Causal Impact of Media in Financial Markets[J]. Social Science Electronic Publishing, 2009, 66(1) :67-97.
- [19] Fang, L., Peress, J. Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns[J]. The Journal of Finance, 2009, 64(5) : 2023-2052.
- [20] Healy, P. M., Wahlen, J. M. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting[J]. Accounting Horizons, 1999, 13(4) : 365-383.
- [21] Hong, H., Stein, J. C. Disagreement and the Stock Market (Digest Summary) [J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(2) : 109-128.
- [22] Kothari, S. P., Li, X., Short, J. E. The Effect of Disclosures by Management, Analysts, and Business Press on Cost of Capital, Return Volatility, and Analyst Forecasts: A Study Using Content Analysis[J]. The Accounting Review, 2009, 84(5) : 1639-1670.
- [23] Nguyen, P., Kanciwa, K., Corbett, D., Nguyen, M. Q. Meta-Relation and Ontology Closure in Conceptual Structure Theory[J]. Artificial Intelligence and Law, 2009, 17(4) :291-320.
- [24] Roychowdhury, S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3) : 335-370.
- [25] Scott, W. R. Financial Accounting Theory[M]. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 1997.
- [26] Tetlock, P. C. All the News That's Fit to Reprint: Do Investors React to Stale Information? [J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(5) : 1481-1512.
- [27] White, H. A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1980, 48(4) : 817-838.
- [28] Xie, B., Davidson, W. N., DaDalt, P. J. Earnings Management and Corporate Governance: The Role of the Board and the Audit Committee[J]. Journal of Corporate Finance, 2003, 9(3) : 295-316.

The Influence of We Media on Earnings Management of Listed Real Estate Companies in China

——With Sina Micro-blog for Example

FENG Hua, TIAN Gao-liang

Abstract: This paper uses financial data of 2010~2013 listed real estate companies in China to study the relationship between Sina micro-blog exposure and earnings management. The result shows that micro-blog exposure can improve the discretionary accruals and decrease real activity earnings management. And corporate governance has a negative effect on both two kinds of earnings management.

Key words: we media; Sina micro-blog; earnings management; corporate governance

(责任编辑 张雨吟)