

公允价值计量与盈余管理 动机:来自沪深上市公司的经验证据

李文耀 许新霞*

摘要:盈余管理动机是影响公允价值计量的重要因素,识别和抑制公允价值计量中的各类盈余管理动机是会计信息质量治理的关键环节。本文以2007—2013年在沪深证券交易所上市的2593家公司年度数据为样本,对公允价值后续计量中的盈余管理动机进行了分类检验。研究发现:(1)盈余管理动机不仅与公允价值变动损益显著相关,而且与计入所有者权益的公允价值变动显著相关;(2)在盈余管理动机实现中,计入损益的公允价值变动与其他盈余管理手段被配合使用,公司盈余管理手段呈现组合使用的态势。上述研究结论在探明公允价值在新兴市场环境中的计量效果、合理预估公允价值计量准则的效果以及辨明公允价值监管方向等方面具有重要意义。

关键词:公允价值变动;盈余管理动机;公允价值变动损益

一、引言及文献综述

市场是资产和负债价值的最终裁定者(SFAC 7,2000;毛新述、戴德明,2011),市场形成的估价为会计系统计量资产和负债提供了一个中立、客观的标准。正因为如此,以市场为导向、反映市场参与者充分考虑市场信息后所达成的公平交易价格,成为公允价值计量的根本特征和主要目标。然而,活跃市场下公允价值计量选择权的赋予、非活跃市场条件下的可观测输入参数的调整、不可观测输入参数的估计以及估值模型的确定,使管理层在会计信息生产中拥有了更大的灵活性和更多的选择权,在外部审计师陷入付出高昂成本仍难以对公允价值信息进行验证的情况下(Ettredge et al.,2011;许新霞,2011;Christensen et al.,2012),管理层的盈余管理动机成为影响公允价值后续计量的最大不利因素,困扰着公允价值计量的进一步发展(Dietrich et al.,2001;Aboody et al.,2006;Dechow et al.,2009;Dechow et al.,2010)。在公允价值历经国际金融危机洗礼,成为会计计量发展主要方向的后金融危机时代,识别和抑制公允价值计量中的盈余管理问题是财务会计理论研究中有待解决的重大问题。

自21世纪初以来,公允价值一直是我国财务会计领域研究的一个热点问题,相关研究

* 李文耀,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:whfarmer@163.com;许新霞,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072。

本文受到教育部人文社会科学研究青年基金项目“独立董事个人特征与盈余管理关系研究”(批准号:09YJC630174)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

文献浩如烟海。理论方面的研究主要集中在公允价值信息质量分析、对美国公允价值计量准则的介绍与评介、公允价值与金融危机、公允价值与资产减值等方面；实证方面的研究主要集中在公允价值信息相关性检验、公允价值计量与高管薪酬、公允价值的收益波动性、公允价值信息的市场反应、公允价值对公司投资行为的影响、审计与公允价值信息质量等方面，较少文献涉及公允价值与盈余管理方面的研究。

本文基于我国独特的转型经济环境，以2007—2013年在上海和深圳证券交易所上市且发生公允价值变动的2593家公司年度数据为样本，对直接计入损益以及计入所有者权益的公允价值变动中的盈余管理动机进行了检验。研究发现公允价值变动损益中显著存在“保前”（达到前一期收益水平）动机、盈余平滑动机、“避免首亏”动机和“洗大澡”动机；计入所有者权益的公允价值变动同样存在显著的盈余平滑动机和“洗大澡”动机。在盈余管理动机实现中，计入损益的公允价值变动与其他盈余管理手段被配合使用，公司盈余管理手段呈现组合使用的态势。

本文对已有研究的贡献主要体现在以下三个方面：第一，本研究对公允价值计量中的部分盈余管理动机进行了分类检验，初步发现了盈余管理动机的存在；第二，针对公允价值变动的会计处理特点，对两种会计处理方式下的盈余管理动机进行了对比检验，证实了我国目前公允价值后续计量中的盈余管理动机既存在于计入损益的公允价值变动中，也存在于计入所有者权益的公允价值变动中；第三，发现计入损益的公允价值变动与其他盈余管理手段呈现组合使用的态势。

二、理论分析与研究假设

在SFAS157号准则《公允价值计量》(2006)和IFRS13号《公允价值计量》(2011)中，公允价值输入参数被分为三个级次：一级参数即可观察市场参数(observable market inputs)是计量日会计主体准入的活跃市场中相同资产或负债的报价，在计量时无需调整。二级参数是非活跃市场上直接可观察到的相同资产(identical assets)或相似资产(similar assets)的报价，需通过管理层主观估计调整来确定公允价值。三级参数是现阶段尚不可观察的参数，它反映报告主体自己对有关参数所作出的预期，该预期是市场参与者在现有条件下交易资产或清偿负债所运用的假设。目前，活跃市场条件在公允价值计量中仍属少数情况，这就意味着公允价值参数的输入和调整将会受到管理层“有形之手”的影响，使公允价值变动成为管理层实现各种盈余管理动机的又一手段。现有实证研究文献为此提供了一系列支持性证据：Dechow等(2009,2010)认为，管理层在非抵押资产证券化中有更多的机会来操纵公允价值参数估计；Benston(2006)指出，选择空间的扩大给安然利用公允价值参数进行利润造假提供了机会；Aboody等(2006)发现，上市公司通过公允价值输入参数低估期权费用；Fiechter和Meyer(2010)的研究结果显示，在国际金融危机期间(2007年1月—2009年4月)，美国银行通过公允价值不可观测参数选择进行了“洗大澡”活动；在Fiechter和Meyer(2011)中，他们还发现银行通过公允价值计量平滑收益；李英等(2012)的问卷调查结果显示，盈余管理很可能是上市公司利用公允价值计量的一个重要动机。

在2014年1月《企业会计准则第39号——公允价值计量》发布之前，我国新会计准则虽未对公允价值的输入参数进行明确的级次划分，但在具体公允价值计量中却隐含了这种思想。如《企业会计准则第22号——金融工具确认和计量》第七章公允价值确定中规定，

“存在活跃市场的金融资产或金融负债，活跃市场中的报价应当用于确定其公允价值”、“金融工具不存在活跃市场的，企业应当采用估值技术确定其公允价值。”财政部在 2011 年 1 月发布的《财政部关于做好 2010 年年报工作的通知》中要求，企业在运用公允价值计量时，应当分为三个级次。级次的划分借鉴了 FASB 和 IASB 的做法，以市场的活跃度为标准。作为全球最大的新兴经济体，非活跃市场在我国普遍存在，不同级次公允价值的确定需要嵌入管理层的主观估计。由于有些资产和负债的公允价值变动直接对净利润产生影响，在不同级次参数确定和计量等约束性指南缺位的情况下，公允价值后续计量中更多自主权的拥有将给管理层实施盈余管理行为提供可乘之机。考虑到公允价值后续计量中，盈余管理程度和行为方式直接受盈余管理动机的驱动，不同类别的动机对公允价值后续计量结果的影响截然不同，后文主要考察我国上市公司中普遍存在的以下盈余管理动机的影响。

(一) “保前”动机与公允价值变动损益

已有文献研究结果表明，股票市场会对上市公司是否实现预期收益目标作出反应。Barth 等(1999)发现，那些每年都能实现预期收益目标的公司会获得股价溢价。Skinner 和 Sloan(2002)的研究结果显示，成长性公司一旦达不到预期收益目标，市场就会在收益宣告日作出负面反应。Barto 等(2002)认为，那些能够实现预期收益目标的公司会在未来期间报告优良的经营业绩。Graham 等(2005)的调查结果发现，CFO 普遍认为，预期收益目标的实现向投资者传递了公司发展稳健的信息，有利于公司赢得市场投资者的信任，并有助于公司股价的稳定和提升。相反，投资者会认为那些未能达到预期收益水平的公司在管理中出现了深层问题，发展前景存在更大的不确定性，因而会作出保护性的消极反应，并最终导致公司股价的下跌。

目前，前期收益水平和财务分析师预测水平是衡量公司预期收益目标的两个最为重要的指标。本文选定前期收益水平作为衡量标准主要基于以下几个方面的原因：第一，在公司财务报告中，本期收益水平和前期水平并排列示，能够很好地反映公司业绩成长的趋势；第二，前期收益水平是财务分析师预测水平确定的重要依据，二者在统计上并无显著差异(Graham et al., 2005)；第三，在我国资本市场中介诚信水平有待提高的情况下，财务分析师的预测水平对管理层的影响有限，是否达到前期收益水平对评价管理层受托责任履行状况和企业经营成果更为重要，对管理层的薪酬、声誉和职业生涯也有着举足轻重的影响。基于以上分析，我们认为在上市公司会计收益未达到上期水平时，管理层往往产生保住前期收益水平的报告动机(下文简称“保前”动机)——通过“有形之手”干预公允价值计量使本年收益达到前期水平。因此，本文提出以下假设：

假设 1：存在“保前”动机的上市公司会多确认公允价值变动收益(或少确认变动损失)。

(二) “盈余平滑”动机与公允价值变动损益

投资者普遍认为，稳定、平滑的收益意味着较低的投资风险，因而会对收益稳定的公司要求较低的风险溢价。Graham 等(2005)的调查结果显示，市场偏好收益稳定的公司，管理层也热衷于维持稳定的收益水平。其原因在于：第一，超出预期目标的高收益水平会导致“棘轮效应”，即企业的年度收益目标往往根据上年的实际水平来确定，往年的高水平收益会导致来年更高的收益目标，加大了管理者未来不能实现既定收益目标的风险。因此，管理者往往会采取盈余平滑措施避免这种收益标准随业绩上升的趋向；第二，市场对是否达到预期收益水平很敏感，但对超出预期收益水平的幅度却并不敏感；第三，稳定的收益向投资者、客户

和供应商传递了公司发展前景良好的信息,有助于上市公司获得更高的信用评级,也有助于公司获得更为有利的信用政策和更多的订单,还有助于公司股价的提升。因此,当上市公司本年盈利水平大幅高于前期水平时,管理层产生强烈的“盈余平滑”动机,会通过公允价值计量降低本期收益水平。据此,本文提出假设2:

假设2:存在“盈余平滑”动机的上市公司会少确认公允价值变动收益(或多确认变动损失)。

(三)避免亏损动机与公允价值变动损益

我国资本市场对上市公司亏损存在着严格惩罚措施。例如在融资方面,中国证监会规定,上市公司出现亏损后至少三年内不能配股,用无限售条件股票质押方式进行融资的上市公司最近3个会计年度加权平均净资产收益率平均不低于6%。除融资受到约束外,亏损对上市公司还意味着更为严重的生存后果:如果连续两年亏损,其股票交易要实行特别处理,如果连续三年亏损,其股票要暂停或中止上市。不仅如此,亏损还将引发一系列市场负面反应;通常投资者会认为,那些已出现亏损的公司隐含着更高的投资风险,会要求更高的预期收益率,继而导致亏损公司资本成本的增加。在这样的约束下,管理层很容易产生避亏动机。根据我们对Wind数据库的统计,2007—2010年四年间,全部A股上市公司中共有622家(次)依靠非经常性损益实现盈利。其中,2007年有153家,2008年有151家,2009和2010年则分别有161家和157家A股上市公司依靠非经常性损益实现盈利。作为非经常性损益的组成部分,公允价值变动损益很可能成为上市公司实现避亏策略的重要手段。考虑到未出现亏损公司和已出现亏损公司在避亏方面可能存在的差异,我们进一步将避亏动机细分为两类——“避免首亏”动机和“避免ST”动机,以更加深入、细致地考察亏损公司公允价值计量中的盈余管理动机问题。因此,本文分别提出如下两个假设:

假设3:存在“避免首亏”动机的上市公司会多确认公允价值变动收益(或少确认变动损失)。

假设4:存在“避免ST”动机的上市公司会多确认公允价值变动收益(或少确认变动损失)。

(四)“洗大澡”动机与公允价值变动

吕长江和赵岩(2004)证实,“洗大澡”现象在我国上市公司普遍存在。他们发现,有的上市公司通过提前“洗澡”逃避特别处理。在特别处理当年,近2/3的公司使用该策略,相当数量的特别处理公司在特别处理前一年就开始“洗澡”。张昕和姜艳(2010)在有关“洗大澡”公司的实证研究中发现,非经营性收益作为一个整体非常容易受到中国上市公司的操控。对那些面临严重亏损的上市公司来说,管理层极有可能利用公允价值变动收益实现“让我一次亏个够”的“洗大澡”策略,以保证下一年度能够盈利。基于此,我们提出假设5:

假设5:存在“洗大澡”动机的上市公司会少确认公允价值变动收益(或多确认变动损失)。

张昕和姜艳(2010)的研究结果显示,非经营性收益作为一个整体非常容易受到中国上市公司的操控。公允价值变动只是管理层实现盈余管理动机的一种可行手段,为实现某种报告动机,管理层必定会综合使用各种可能的其他盈余管理手段,因此,在盈余管理动机实现中,计入损益的公允价值变动与其他盈余管理手段常常会被配合使用,公司盈余管理手段呈现组合使用的态势;我们认为,这种组合关系可能存在两种截然不同的方式:互补关系和协同关系。互补关系指的是,对那些持有较多运用公允价值计量的资产和负债的上市公司来说,当其他调节盈余的手段受到限制不能完全实现既定的盈余管理目标时,必然会利用公允价值的变动来调节盈余,公允价值变动在实现盈余管理动机中起到的是不可或缺的“雪中送炭”的作用,此时公允价值变动损益与其他非经常性损益之间存在反向关系。协同关系则

指，对那些持有较少运用公允价值计量的资产和负债的上市公司来说，由于公允价值计量运用的范围有限，上市公司会首先考虑使用其他手段调节盈余，只有在需要进一步强化和美化经营业绩时，才考虑利用公允价值变动来粉饰已有成果。此时公允价值变动与其他非经常性损益之间具有正向关系。不管是哪一种关系成立，均将从另一个角度间接验证公允价值后续计量中盈余管理动机的存在。基于以上讨论，本文提出以下两个竞争性假设：

假设 6a：其他非经常性损益与公允价值变动损益之间存在反向关系。

假设 6b：其他非经常性损益与公允价值变动损益之间存在正向关系。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文以 2007–2013 年在上海证券交易所、深圳证券交易所上市的所有发生公允价值变动损益经济事项的 A 股上市公司为初选样本，并按以下顺序对初选样本进行筛选：(1) 剔除交易状态为 ST、*ST 类的所有上市公司。ST、*ST 类公司大多与其他正常公司在财务状况、经营成果等方面存在较大差异，且对该类公司的监管也不同于正常公司，为避免该类特殊样本对研究结果造成不利影响，故排除了 ST、*ST 类公司。(2) 剔除当年新上市的公司。(3) 剔除研究样本中数据有缺失的上市公司。最终我们得到 2 593 家公司年度数据。

上市公司相关财务数据来源于 CSMAR 中国上市公司财务报表数据库，公司治理数据来自 CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库。由于目前使用的大多数数据库中都没有可供出售金融资产的公允价值变动数据，本文通过逐一查阅相关会计报表后手工获取。

(二) 主要变量与计量方法

1. 因变量

因变量为 $\ln Dfv$ ，取值为对数化的前后两期公允价值变动损益的差额，即 $\text{sign}(\text{本年度计入损益的公允价值变动} - \text{上年度计入损益的公允价值变动}) \times \log(\text{abs}(\text{本年度计入损益的公允价值变动} - \text{上年度计入损益的公允价值变动}) + 1)$ ^①。根据新会计准则，这里的公允价值变动损益主要包括交易性金融资产、交易性金融负债、指定为以公允价值计量且变动计入当期损益的金融资产以及采用公允价值计量的投资性房地产的公允价值变动。

2. 管理层报告动机变量

盈余管理动机具有隐匿性、难以观测的特征，我们在借鉴 Strong 和 Meyer(1987)、Francis 等(1996)、Riedl(2004)、张昕和姜艳(2010)等做法的基础上，结合我国现行会计规定和特有的监管环境，根据动机可能产生的客观条件来定义各种盈余管理动机变量。具体如下：

(1) “保前”动机变量(*Compare*)。该动机用本年度不包含公允价值变动损益的营业利润率与上一年度营业利润率的接近程度来衡量^②。具体度量如下：本年度不包含公允价值变动损益的营业利润率达到上一年度营业利润率的 95%，但小于上一年度营业利润率，我们认为上市公司存在利用公允价值损益的变动来实现“保前”的动机，此时“保前”动机变量 $Compare = 1$ ；否则 $Compare = 0$ 。此处将接近程度定为上一年度营业利润率的 95% 的原因在

^① $\log(\cdot)$ 是对数函数， $\text{abs}(\cdot)$ 是绝对值函数， $\text{sign}(\cdot)$ 是符号函数。

^②此处选择营业利润率为基础比较指标的原因是，管理层在营业利润的实现中具有较强的可控性，能够更好反映管理者的管理水平和勤勉度。

于：目前新会计准则运用公允价值进行后续计量的范围有限，利用公允价值损益的变动来调节盈余实现管理层报告动机只能在不太大的范围内实现，若是公司真实盈余水平距离目标盈余太远，管理层就会放弃利用公允价值变动损益实现保前动机。

(2)“盈余平滑”动机变量(*Smooth*)。该动机用本年度不包含公允价值变动损益的销售利润率超出上一年度销售利润率的幅度来表示。具体度量如下：若上市公司上一年度具有较强的盈利能力(用上一年度样本公司销售利润率的75%分位数来衡量)，并且本年度不包含公允价值变动损益的销售利润率超过上一年度销售利润率的50%，我们认为上市公司存在“盈余平滑”动机，此时定义“盈余平滑”动机变量 *Smooth* 为本年度不包含公允价值变动损益的销售利润率减上一年度销售利润率；否则，*Smooth* 取值为0。此处选择销售利润率作为基础比较指标的原因在于，销售利润率更恰当地反映了上市公司主业盈利能力和质量，是管理者“盈余平滑”动机产生的本源所在。

(3)“避免首亏”动机变量(*Avoidloss*)。具体定义为：若上市公司上一年度和本年度均处于亏损边缘的微利状况(净资产收益率大于0但小于等于1%)，“避免首亏”动机变量 *Avoidloss* 取值为1；否则 *Avoidloss* 取值为0。

(4)“避免ST”动机变量(*Antiloss*)。具体定义为：若上市公司上一年度亏损，本年度盈利，“避免ST”动机变量 *Antiloss* 取值为1；否则 *Antiloss* 取值为0。

(5)“洗大澡”动机变量(*BigBath*)。具体定义为：若上市公司上一年度净资产收益率大于0但小于该变量所有正值的1%分位数，本年度不包含公允价值变动损益的净资产收益率小于该变量所有负值的中位数，则 *BigBath* 取值为本年度不包含公允价值变动损益的净资产收益率的负值；否则 *BigBath* 取值为0。

3.控制变量

(1)其他手段实施盈余管理的程度(lnEGL)。本文使用不包含上市公司本年度公允价值变动损益的非经常性损益^①来度量该变量。具体方法为： $\text{sign}(\text{本年度非经常性损益}-\text{本年度公允价值变动损益}) \times \log(\text{abs}(\text{本年度非经常性损益}-\text{本年度公允价值变动损益})+1)$ 。

(2)市场因素变量(Year09-Year13)。公允价值计量是以市场为导向的计量方式，必然要受到市场环境的影响，本文对市场环境的影响进行了控制。反映市场环境的经济因素有很多，如宏观的国内生产总值增长率、汇率、利率、通货膨胀率等，这些因素之间往往高度相关，而且任何单一指标只能反映市场某一个方面的特征，不能很好地代表市场环境的综合变化，同时考虑到国内上市公司在某个年度面临的市场环境大致相同，故本文选用时间虚拟变量代表各经济因素的综合影响。

(3)行业特征变量(*Dindroe*)。为反映行业因素的影响，本文加入了行业控制变量 *Dindroe*，具体定义为：上市公司所在行业本年度净资产收益率的中位数与上一年度净资产收益率中位数之差。行业划分依据中国证监会2001年发布的《上市公司行业分类指引》，由于制造业公司数量多，行业类型较为笼统，本文取前两位代码对制造业进行了细分。

^①在证监会2008年发布的《公开发行证券的公司信息披露解释性公告第1号——非经常性损益》规定中，上市公司财务报告中披露的非经常性损益包括：非流动性资产处置损益、各项税收返还、减免、非货币性资产交换损益、交易性金融资产、负债产生的公允价值变动损益，以及处置交易性金融资产、交易性金融负债和可供出售金融资产取得的投资收益等二十一项。

(4) 公司外部审计监管变量(*Big4*)。考虑到公司外部审计监管可能对各种报告动机起到一定的制约作用(Aboody et al., 2006; Song et al., 2010),本文控制了注册会计师审计因素的影响。当上市公司由代表高质量审计的“四大”会计师事务所审计时,*Big4* 取值为 1,否则 *Big4* 取值为 0。

(5) 根据 Facial 等(1996)的研究成果,本文还对上市公司规模(*Size*)和上市公司资产负债率(*Leverage*)等公司特征变量可能产生的影响进行了控制。

4. 计量模型和估计方法

我们使用的计量模型如下:

$$\ln DfV = \beta_0 + \beta_1 Compare + \beta_2 Smooth + \beta_3 Avoidloss + \beta_4 Antiloss + \beta_5 BigBath + \beta_6 \ln EGL + \beta_7 Dindroe + \beta_8 Big4 + \beta_9 Size + \beta_{10} Leverage + \beta_{11} Year09 + \dots + \beta_{15} Year13 + u \quad (1)$$

(1)式中: $\ln DfV$ 是因变量,代表本年度公允价值变动损益相对于上一年度公允价值变动损益的变化程度,*Compare* 是“保前”动机变量,*Smooth* 是“盈余平滑”动机变量,*Avoidloss* 是“避免首亏”动机变量,*Antiloss* 是“避免 ST”动机变量,*BigBath* 是“洗大澡”动机变量, $\ln EGL$ 代表其他手段实施盈余管理的程度,*Year09–Year13* 是年度虚拟变量,代表市场因素,*Dindroe* 是行业特征变量,*Big4* 代表公司外部审计监管,*Size* 是公司规模,*Leverage* 代表公司资产负债率,而 *u* 是影响因变量 $\ln DfV$ 的随机误差项。

(三) 描述性统计

表 1 列示了模型(1)中因变量和自变量的描述性统计结果。由表 1 可知:因变量($\ln DfV$)的均值为 -0.098,标准差较大,这表明样本公司中前后两期公允价值变动损益差额的变化较大。“保前”动机变量(*Compare*)的均值为 0.018,意味着样本中 1.8% 的公司具有利用公允价值损益的变动来实现“保前”的动机;“盈余平滑”动机变量(*Smooth*)的均值为 0.019,最大值和最小值相差较大,这表明样本公司中“盈余平滑”动机的强度变化较大。“避免首亏”动机变量(*Avoidloss*)的均值为 0.003,说明利用公允价值损益的变动来实现“避免首亏”动机的公司大约占样本公司 0.3%;“避免 ST”动机变量(*Antiloss*)的均值为 0.047,表明利用公允价值损益的变动来实现“避免 ST”动机的上市公司所占的比例为 4.7%。“洗大澡”动机变量(*BigBath*)的均值为 0.0002,最小值为 0,最大值为 0.3207。是否由“四大”审计(*Big4*)的均值为 0.151,表明样本中由“四大”审计的公司所占比例为 15.1%。自变量其他手段实施盈余管理的程度($\ln EGL$)的均值为 11.978,而上市公司规模(*Size*)的均值为 22.663,这表明在样本公司中,不包含公允价值变动损益的非经常性损益的数值相对其规模是比较大的,公司能够轻易通过非经常性损益操控利润。行业特征变量(*Dindroe*)的均值为 -0.8%,这表明 2007–2013 年间平均来说行业净资产收益率在下降。上市公司资产负债率(*Leverage*)的均值为 52.3%,标准差为 21.7%,说明样本中上市公司资产负债率相差较大。

表 2 列示了主要变量之间的 Pearson 简单相关系数,由该表可知:因变量($\ln DfV$)与“保前”动机变量(*Compare*)之间的简单相关系数为 0.043,且在 5% 的显著性水平下显著,这表明存在“保前”动机的上市公司可能会多确认公允价值变动收益或少确认公允价值变动损失,这与研究假设 1 的预期吻合。因变量与“避免 ST”动机变量(*Antiloss*)之间的简单相关系数为 0.047,且在 5% 的显著性水平下显著,表明存在“避免 ST”动机的上市公司可能会多确认公允价值变动收益(或少确认变动损失),这与研究假设 4 的预期吻合。

由表 2 的 Pearson 简单相关系数表中我们未能发现因变量与“盈余平滑”动机变量

(Smooth)、“避免首亏”动机变量(Avoidloss)以及“洗大澡”动机变量(BigBath)之间有任何显著的简单相关关系。另外,由表2还可以看出,各主要自变量之间的简单相关系数较小。

表 1 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
lnDfv	-0.098	15.124	-23.920	23.690
Compare	0.018	0.132	0	1
Smooth	0.019	0.527	0	22.619
Avoidloss	0.003	0.055	0	1
Antiloss	0.047	0.212	0	1
BigBath	0.0002	0.008	0	0.3207
lnEGL	11.978	12.388	-22.373	27.512
Dindroe	-0.008	0.022	-0.073	0.074
Big4	0.151	0.358	0	1
Size	22.663	1.910	18.927	30.571
Leverage	0.523	0.217	0.007	0.978

表 2 主要变量之间的 Pearson 简单相关系数

	lnDfv	Compare	Smooth	Avoidloss	Antiloss	BigBath	lnEGL	Dindroe	Big4	Size	Leverage
lnDfv	1										
Compare	0.043 **	1									
Smooth	-0.031	-0.005	1								
Avoidloss	0.032	-0.007	-0.002	1							
Antiloss	0.047 **	-0.03	-0.008	-0.012	1						
BigBath	-0.03	-0.004	-0.001	-0.002	-0.006	1					
lnEGL	-0.113 ***	-0.015	0.019	0.008	0.026	0.011	1				
Dindroe	0.061 ***	-0.022	0.002	0.031	0.065 ***	0.007	0.070 ***	1			
Big4	-0.014	0.066 ***	-0.012	-0.023	0.013	0.034 *	-0.047 **	-0.059 ***	1		
Size	-0.014	0.111 ***	-0.021	-0.022	-0.041 **	0.009	-0.094 ***	-0.049 **	0.650 ***	1	
Leverage	-0.02	0.007	-0.033 *	-0.042 **	0.047 **	0.027	-0.077 ***	-0.012	0.296 ***	0.589 ***	1

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

四、实证检验结果及分析

(一) 内生性检验

模型(1)中包括的自变量——其他盈余管理手段(lnEGL)和公允价值变动作为实现盈余管理动机的手段,在实现调增或调减盈余的共同目标时可能会产生一定的内在联系,由此,模型(1)中的解释变量 lnEGL 可能具有内生性。

政府补助是企业从政府无偿取得的货币性或非货币性资产(不包括政府作为企业所有者投入的资本)。政府为鼓励或扶持特定行业、地区或领域的发展,通常会制定一些政策法规对有关企业予以经济支持。政府补贴收入是上市公司从国家获取的政府补助,也是公司非经常性损益的重要组成部分,必然与扣除上市公司本年度公允价值变动损益后的非经常性损益相关。另外,政府补助主要体现的是国家的经济政策,相关上市公司经申请通过法定程序后才能取得政府补助,因此本文认为政府补贴收入与模型(1)中影响公允价值损益变动的随机误差项不相关。如果模型(1)中的解释变量 lnEGL 为内生变量,政府补贴收入可以作为疑似内生解释变量 lnEGL 的恰当工具变量。通过内生性检验我们发现,Wu-Hausman 检

验统计量 F 的取值为 1.3434, 相应的 p 值为 0.2465, 故不能拒绝模型(1)中的解释变量 $\ln EGL$ 为外生变量, 即模型(1)不存在内生性问题。

(二) 模型估计结果分析

本文使用的数据为面板数据, 通常可以使用的估计方法包括: 固定效应估计方法、随机效应估计方法以及混合普通最小二乘法。对模型(1)使用随机效应估计法估计发现 Breusch-Pagan LM 检验不显著, 说明不存在个体的随机效应; 对模型(1)使用固定效应估计法估计发现 F 检验不显著, 说明不存在个体的固定效应。进一步经聚类稳健的随机效应估计法估计, 发现 Breusch-Pagan LM 检验仍不显著; 最后, 使用聚类稳健的 LSDV 估计, 发现绝大多数个体虚拟变量不显著, 故本文最终使用聚类稳健的混合普通最小二乘法对模型(1)进行估计, 相关回归估计结果详见表 3。

表 3 盈余管理动机对计入损益的公允价值变动影响的回归结果

变量	估计系数	估计标准差
<i>Compare</i>	5.710 **	2.284
<i>Smooth</i>	-0.908 **	0.393
<i>Avoidloss</i>	8.206 ***	3.119
<i>Antiloss</i>	0.735	1.396
<i>BigBath</i>	-60.16 **	26.160
$\ln EGL$	-0.144 ***	0.0264
<i>Dindroe</i>	-31.62 *	19.020
<i>Big4</i>	0.309	0.954
<i>Size</i>	-0.253	0.180
<i>Leverage</i>	-0.556	1.238
<i>Year09</i>	19.73 ***	1.434
<i>Year10</i>	6.244 ***	1.065
<i>Year11</i>	5.860 ***	1.040
<i>Year12</i>	15.28 ***	0.987
<i>Year13</i>	10.36 ***	1.118
<i>Constant</i>	-2.782	3.801
Observations	2 593	
R-squared	0.176	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著, 下同。

从表 3 可以看出: 在 5% 的显著性水平下, “保前” 动机 (*Compare*) 对于因变量 ($\ln Df$) 有显著的正向影响, 这表明: 若公司本期收益水平没有达到前期收益水平而又与前期收益水平相差不大时, 管理层会利用公允价值变动损益的确认来提高本期收益, 避免收益水平下降带来的不利影响, 该结果证实了本文的假设 1。“盈余平滑” 动机 (*Smooth*) 对于因变量的影响在 5% 的显著性水平下显著, 且符号为负, 这说明: 当上市公司本年盈利水平大幅高于前期水平时, 为避免盈余的大幅波动, 管理层会利用公允价值变动损益的确认来调低本期盈余, 并为以后期间盈余的稳定增长做秘密储备, 本文假设 2 的预期得到证实。“避免首亏” (*Avoidloss*) 动机对因变量的影响在 1% 的显著性水平下显著为正, 这表明上市公司会利用公允价值变动损益来避免出现亏损, 假设 3 得到证实。“洗大澡” 动机 (*BigBath*) 对因变量的影响在 5% 的显著性水平下显著, 且符号为负, 这符合本文假设 5 的预期, 即上一年度微利而本年度亏损严重的上市公司会少确认公允价值变动收益(或多确认变动损失), 出现该结果的原因可能在于: 具有“洗大澡” 动机的公司在上一年度为避免亏损多确认了公允价值变动收

益,而在本年度又将多确认的公允价值变动收益转回,以便为下一年度扭亏为盈、避免被“ST”储备利润。“避免 ST”(Antiloss) 动机对因变量的影响不显著,假设 4 未能获得验证。具有“避免 ST”动机的上市公司在上一年度已经出现亏损,其财务状况不佳,为“避免 ST”需要更大力度地利用公允价值计量来操控盈余,然而对大多数上市公司来说,公允价值计量运用的范围有限,持有运用公允价值计量且其变动计入损益的资产和负债相对较少,因此很难通过利用公允价值变动损益的确认来实现该目标。

其他盈余管理手段(*InEGL*)对因变量的影响在 1% 的显著性水平下显著,且符号为负,即其他手段实施盈余管理的程度与公允价值变动之间存在反向关系,假设 6a 得到验证。这说明在盈余管理动机实现过程中,管理层会综合使用各种可能的盈余管理手段,更多地使用其他盈余管理手段就会相应减少使用计入损益的公允价值变动,公司盈余管理手段呈现组合使用的态势。

上市公司所在行业年度净资产收益率的变动(*Dindroe*)对因变量的影响在 10% 的显著性水平下显著,且符号为负,这表明当行业盈利条件恶化时,上市公司可能会更多地投资于行业外的股票、债券等交易性金融资产;而当行业盈利条件较好时,上市公司将会更多地投资于主业。由表 3 还可以看出,时间虚拟变量 *Year09–Year13* 对因变量的影响十分显著,这说明各种宏观经济因素的变化对于计入损益的公允价值变动产生了显著影响。另外,上市公司是否由“四大”会计师事务所审计(*Big4*)、上市公司规模(*Size*)以及资产负债率(*Leverage*)对计入损益的公允价值变动并无显著影响。

五、其他综合收益项下的检验

在确认资产或负债公允价值变动时,新会计准则规定了两种不同的处理方法:一是交易性金融工具、衍生金融工具、投资性房地产等公允价值变动作为非经常性损益在利润表中列示,是影响上市公司利润大小的组成项目;二是可供出售金融资产的公允价值变动作为利得或损失在股东权益变动表中列示(2009 年以后在利润表中的其他综合收益项下列示)。虽然后一种公允价值变动的会计处理没有直接计入损益,但它依然会对上市公司的净利润产生间接影响。影响途径主要有两条:一是管理者可能通过金融资产的初次分类将本应计入损益的不利(或有利)的公允价值变动计入到其他综合收益中,二是通过真实盈余管理方式将可供出售金融资产进行处置。这两种方式将导致计入其他综合收益的公允价值变动(后文用“公允价值其他综合收益”来表示)与公允价值变动损益的操控方向呈反向变动。因此,本文认为公允价值综合收益会受到管理层盈余管理动机的影响,具体假设如下:

假设 7:存在“保前”动机的上市公司会少确认公允价值其他综合收益。

假设 8:存在“盈余平滑”动机的上市公司会多确认公允价值其他综合收益。

假设 9:存在“避免首亏”动机的上市公司会少确认公允价值其他综合收益。

假设 10:存在“避免 ST”动机的上市公司会少确认公允价值其他综合收益。

假设 11:存在“洗大澡”动机的上市公司会多确认公允价值其他综合收益。

第四部分的检验结果表明,其他手段实施盈余管理的程度与公允价值变动之间存在互补关系,在此情况下,其他非经常性损益与公允价值综合收益变动之间有可能呈现正向关系。因此,本文提出如下假设:

假设 12:其他非经常性损益与前后两期公允价值其他综合收益的变化之间存在正向关系。

为检验这些假设,我们用公允价值其他综合收益代替模型(1)中的公允价值变动损益建立模型(2),并对其中可能存在的盈余管理动机进行检验。

$$\begin{aligned} \ln Dfif = & \beta_0 + \beta_1 Compare + \beta_2 Smooth + \beta_3 Avoidloss + \beta_4 Antiloss + \beta_5 BigBath + \beta_6 \ln EGL + \\ & \beta_7 Dindroe + \beta_8 Big4 + \beta_9 Size + \beta_{10} Leverage + \beta_{11} Year09 + \dots + \beta_{15} Year13 + u \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中 $\ln Dfif$ 是因变量,代表对数化的前后两期公允价值其他综合收益的变化,具体定义为:sign(本年度计入所有者权益的公允价值变动-上年度计入所有者权益的公允价值变动)×log(abs(本年度计入所有者权益的公允价值变动-上年度计入所有者权益的公允价值变动)+1),解释变量的含义与模型(1)相同。

同样以上市公司获得的政府补贴收入作为不含公允价值变动损益的非经常性损益($\ln EGL$)的工具变量,Wu-Hausman 检验统计量 F 的取值为 0.1831,对应的 p 值为 0.6688,这表明模型(2)不存在内生性问题。

对模型(2)使用随机效应估计法和聚类稳健的随机效应估计法估计发现 Breusch-Pagan LM 检验不显著,这说明模型(2)中不存在个体随机效应;对模型(2)使用固定效应估计法估计发现 F 检验不显著,使用聚类稳健的 LSDV 估计,发现绝大多数个体虚拟变量不显著,这说明模型(2)中不存在个体固定效应。故本文最终对模型(2)使用了聚类稳健的混合普通最小二乘方法进行估计,有关估计结果见表 4。

表 4 盈余管理动机对计入所有者权益的公允价值变动影响的回归结果

变量	估计系数	估计标准差
Compare	-2.509	2.722
Smooth	-4.371 **	1.841
Avoidloss	-3.012	5.071
Antiloss	0.135	1.756
BigBath	25.81 ***	4.193
lnEGL	-0.0305	0.032
Dindroe	-53.49 **	20.887
Big4	-0.221	0.914
Size	-0.444 *	0.234
Leverage	-2.33	1.764
Year09	31.70 ***	1.400
Year10	5.172 ***	1.356
Year11	14.84 ***	1.391
Year12	25.40 ***	1.421
Year13	11.16 ***	1.422
Constant	-4.309	4.776
Observations	1 336	
R-squared	0.331	

从表 4 可以看出,“盈余平滑”动机变量(*Smooth*)对公允价值其他综合收益变动有显著负向影响,这与假设 8 的预期刚好相反。这表明存在“盈余平滑”动机的上市公司不仅会少确认公允价值变动收益,而且会同时调减计入所有者权益的公允价值变动收益,以便维持后续期间盈余的稳定增长。“洗大澡”动机变量(*BigBath*)对公允价值其他综合收益变动有显著正向影响,假设 11 得到验证。上文已证实具有“洗大澡”动机的上市公司会少确认公允价值变动收益,而此处“洗大澡”动机变量对公允价值其他综合收益变动有显著正向影响,即具有该动机的上市公司会调增计入所有者权益的公允价值变动收益。该结论表明:上市公司

金融资产的初次分类中存在明显的盈余管理动机,这与叶建芳等(2009)的研究结果一致。

此外,假设7、假设9、假设10和假设12未能得到证实。本文认为主要原因在于管理层盈余管理的目标是调增或调减计入当期损益的利润,而计入其他综合收益项下的公允价值变动不影响本期利润大小,无法帮助公司实现“保前”、“避免首亏”、“避免ST”等动机,因而计入其他综合收益项下的公允价值变动与“保前”、“避免首亏”、“避免ST”动机以及其他非经常性损益之间的关系未能得到验证。

研究结果显示,盈余管理动机不仅与公允价值变动损益显著相关,而且与计入所有者权益的公允价值变动显著相关。

六、谨慎性测试

考虑到金融行业的特殊性,为确保研究结论可靠,本文去除了金融行业上市公司的相关数据,使用混合普通最小二乘法对模型(1)进行了重新估计,有关结果见表5,由该表可以看出:在10%的显著性水平下,“保前”动机(*Compare*)对因变量有显著的正向影响,“盈余平滑”动机(*Smooth*)对因变量有显著的负向影响,“洗大澡”动机(*BigBath*)对因变量的影响也显著为负,其他盈余管理手段(*lnEGL*)对因变量的影响在1%的显著性水平下显著为负,这些结果同本文的主要研究结论一致,但“避免首亏”(*Avoidloss*)动机在10%的显著性水平下不显著,其对应的p值(11%)恰好处于显著与不显著的临界位置。

表5 盈余管理动机对计入损益的公允价值变动影响的混合 OLS 回归结果

变量	估计系数	估计标准差	t值	p值
<i>Compare</i>	3.975	2.358	1.69	0.092
<i>Smooth</i>	-0.897	0.499	-1.8	0.073
<i>Avoidloss</i>	7.599	4.749	1.6	0.11
<i>Antiloss</i>	-0.208	1.286	-0.16	0.872
<i>BigBath</i>	-64.64	34.397	-1.88	0.06
<i>lnEGL</i>	-0.0677	0.024	-2.84	0.005
<i>Dindroe</i>	14.25	19.294	0.74	0.46
<i>Big4</i>	1.017	1.055	0.96	0.335
<i>Size</i>	-0.0375	0.259	-0.14	0.885
<i>Leverage</i>	-0.44	1.561	-0.28	0.778
<i>Year09</i>	18.87	1.271	14.84	0
<i>Year10</i>	4.765	1.218	3.91	0
<i>Year11</i>	5.141	1.147	4.48	0
<i>Year12</i>	14.67	1.053	13.94	0
<i>Year13</i>	10.24	1.132	9.05	0
<i>Constant</i>	-7.474 [*]	5.384	-1.39	0.165
Observations		2 390		
<i>R</i> -squared		0.175		

为获得更加稳健的估计结果,本文在去除金融行业上市公司数据的基础上,使用聚类稳健的混合普通最小二乘法对模型(1)再次进行估计,有关结果见表6,由该表可以看出:在10%的显著性水平下,“保前”动机对因变量有显著的正向影响;在5%的显著性水平下,“盈余平滑”动机和“洗大澡”动机对因变量有显著的负向影响;“避免首亏”动机在5%的显著性水平下显著为正,其他盈余管理手段对因变量的影响在1%的显著性水平下显著为负。由此,本文的主要研究结论仍然保持不变。

表 6 盈余管理动机对计入损益的公允价值变动影响的聚类稳健的混合 OLS 回归结果

变量	估计系数	估计标准差	t 值	p 值
Compare	3.975	2.247	1.77	0.077
Smooth	-0.897	0.404	-2.22	0.027
Avoidloss	7.599	3.137	2.42	0.016
Antiloss	-0.208	1.423	-0.15	0.884
BigBath	-64.64	27.351	-2.36	0.018
lnEGL	-0.0677	0.025	-2.67	0.008
Dindroe	14.25	24.517	0.58	0.561
Big4	1.017	0.998	1.02	0.309
Size	-0.0375	0.208	-0.18	0.857
Leverage	-0.44	1.226	-0.36	0.720
Year09	18.87	1.552	12.16	0.000
Year10	4.765	1.185	4.02	0.000
Year11	5.141	1.177	4.37	0.000
Year12	14.67	1.049	13.99	0.000
Year13	10.24	1.192	8.59	0.000
Constant	-7.474	4.419	-1.69	0.091
Observations		2 390		
R-squared		0.180		

七、结论

虽然采用公允价值计量的初衷是为了提高会计信息的质量,但公允价值计量的实施需要内在的主观估计和假设,管理者的灵活性将会对公允价值计量的效果产生极为不利的影响。基于此,本文对沪深两市上市公司公允价值后续计量中的盈余管理动机进行了实证检验,得出如下研究结论:(1)我国上市公司的公允价值变动损益中显著存在“保前”动机、“盈余平滑”动机、“避免首亏”动机和“洗大澡”动机;(2)计入所有者权益的公允价值变动同样存在显著的“盈余平滑”动机和“洗大澡”动机;(3)在盈余管理动机实现中,计入损益的公允价值变动与其他盈余管理手段被配合使用,公司盈余管理手段呈现组合使用的态势。上述研究结论揭示了我国目前运用公允价值计量产生的问题以及影响公允价值计量的因素。在IASB已明确表示“新兴市场和发达市场进行公允价值计量不应使用不同原则,不需要向新兴市场提供运用公允价值指南”的情况下,本研究有助于我国会计准则制定机构在如何监管公允价值计量问题上做出科学判断。

参考文献:

1. 李英、邹燕、蒋舟,2012:《新会计准则下公允价值运用的动因探索——基于问卷调查与因子分析》,《会计研究》第2期。
2. 吕长江、赵岩,2004:《中国上市公司特别处理的生存分析》,《中国会计评论》第2期。
3. 毛新述、戴德明,2011:《论公允价值计量与资产减值会计计量的统一》,《会计研究》第4期。
4. 许新霞,2011:《公允价值第三级次计量:悖论、成因与改进》,《会计研究》第10期。
5. 叶建芳、周兰、李丹蒙、郭琳,2009:《管理层动机、会计政策选择与盈余管理——基于新会计准则下上市公司金融资产分类的实证研究》,《会计研究》第3期。
6. 张昕、姜艳,2010:《亏损上市公司盈余管理手段分析——基于第四季度报表数据》,《财经科学》第6期。
7. Aboody, D., M.E. Barth, and R.Kasznik.2006. “Do Firms Understate Stock Option-based Compensation Expense Disclosed under SFAS123?” *Review of Accounting Studies* 11(4):429–461.
8. Barth, Mary E., William H. Beaver, John R. M. Hand, and Wayne R. Landsman. 1999. “Accruals, Cash Flows, and Equity Values.” *Review of Accounting Studies* 4(3):205–229.
9. Bartov, E., D. Givoly and C. Hayn. 2002. “The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations.” *Journal*

- of Accounting and Economics* 33(2):173–204.
10. Benston, G.J. 2006. “Fair–Value Accounting: A Cautionary Tale from Enron.” *Journal of Accounting and Public Policy* 25(4):465–484.
 11. Christensen, B.E., S.M. Glover, and D.A. Wood. 2012. “Extreme Estimation Uncertainty in Fair Value Estimates: Implication for Audit Assurance.” *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 31(1):127–146.
 12. Dechow, P., L. Myers, and C. Shakespeare. 2009. “Do Managers Time Securitizations to Obtain Their Accounting Benefits?” *The Accounting Review* 84(1):99–132.
 13. Dechow, P., L. Myers, and C. Shakespeare. 2010. “Fair Value Accounting and Gains from Asset Securitization: A Convenient Earnings Management Tool with Compensation Side–benefits?” *Journal of Accounting and Economics* 49(1):2–25.
 14. Dietrich, J. R., M. S. Harris, and K. A. Muller. 2001. “The Reliability of Investment Property Fair Value Estimates.” *Journal of Accounting and Economics* 30(2):125–158.
 15. Etredge, M., Y. Xu, and H. Yi. 2011. “Fair Value Measurements and Audit Fees: Evidence from the Banking Industry.” Working Paper, The University of Kansas Business School. <http://ssrn.com/abstract=1473569>.
 16. FASB. 2006. Statement of Financial Standards: No.157 Fair Value Measurements.
 17. Fiechter, P., and C. Meyer. 2010. “Big Barth Accounting Using Fair Value Measurements Discretion during the Financial Crisis.” Working Paper, University of Zurich. <http://www.business.uzh.ch/professorships/entrepreneurship/workshops/Workshops/Fiechter.pdf>.
 18. Fiechter, P., and C. Meyer. 2011. “Discretion in Fair Value Measurement of Banks during the 2008 Financial Crisis.” <http://ssrn.com/abstract=1522122>.
 19. Francis, J., J. Hanna, and L. Vincent. 1996. “Causes and Effects of Discretionary Asset Write-offs.” *Journal of Accounting Research* 34(Supplement):117–134.
 20. Graham, J., C. Harvy, and S. Rajgopal. 2005. “The Economic Implications of Corporate Reporting.” *Journal of Accounting and Economics* 40(1):3–73.
 21. Riedl, E.J. 2004. “An Examination of Long–lived Asset Impairments.” *The Accounting Review* 79(3):823–852.
 22. Skinner, D.J. and R.G. Sloan. 2002. “Earnings Surprise, Growth Expectations and Stock Returns or Don’t Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio.” *Review of Accounting Studies* 7(2–3):289–312.
 23. Song, C.J., W. Thomas, and H. Yi. 2010. “Value Relevance of FAS157 Fair Value Hierarchy Information and the Impact of Corporate Governance Mechanisms.” *The Accounting Review* 85(4):1375–1410.
 24. Strong, J., and J. Meyer. 1987. “Asset Write Downs: Managerial Incentives and Security Returns.” *The Journal of Finance* 42(3):643–661.

Changes in Fair Value and Incentives of Earnings Management: Empirical Evidence from Chinese A–Share Listed Firms in 2007–2013

Li Wenyao and Xu Xinxia

(School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: Fair value information quality is the function of the incentives of earnings management. It is vital to identify and restrain the negative effects of these incentives. Using the data from Chinese A-share listed Firms from 2007–2013, this paper investigates the relationships between the changes in fair value and the incentives of earnings management. The empirical result shows that: (1) The profits and losses on the changes in fair value are significantly associated with the incentives; the changes in Fair Value, recorded in the comprehensive income, are also significantly associated with them. (2) The profits and losses on the changes in fair value are the complement to the other means of earnings management, and play secondary role in the realization of earnings management incentives.

Keywords: Changes of Fair Value, Incentives of Earnings Management, The Profits and Losses on the Changes in Fair Value

JEL Classification: M41

(责任编辑:彭爽)