

自发性会计变更、 公允价值变动损益与调减利润

颜敏(教授) 潘广伟 董中超 谢庆

(郑州航空工业管理学院 郑州 450015)

【摘要】 本文以 2008 年 1 592 家上市公司为总体样本,对 34 家发生调减利润自发性会计变更和 249 家发生负的公允价值变动损益公司的特征及动机进行了检验,发现这些公司进行调减利润的变更,造成与当年强制性会计变更相关性不复存在是高盈利公司平滑盈余和大亏公司的“大清洗”所致。

【关键词】 自发性会计变更 公允价值变动损益 调减利润

笔者在以往的研究中发现,我国上市公司自发性会计变更的深层原因是迎合和规避证券市场监管规定,目的是保持上市资格以获取股票发行收入和证券市场差额,或是取得再融资资格以增加现金流量。1993~1997 年 20 个样本公司和 1999 年 30 个样本公司(颜敏,2006)的自发性会计变更均呈调增利润的变动,2000~2005 年上市公司自发性会计变更总趋势均呈调减利润的变动,2006 年自发性会计变更总趋势又改为调增利润的变动。

相对于 2001 年发布的《企业会计制度》,2006 年发布的企业会计准则有可能导致增加当期收益的结果。如华夏银行,2006 年为债券投资重分类导致投资收益确认方式改变及递延所得税调整,增加报告期净利润 83 911 855.76 元,占当年净利润的 5.76%。通过大样本检验发现 2006 年共有 123 家上市公司发生会计变更,其中 4 家上市公司(均为银行业)提前发生强制性会计变更,119 家上市公司发生自发性会计变更,对利润的影响均为调增利润,共计调增当年利润 58 250.6 万元,一改以前年度连续 6 年我国上市公司调减利润的会计变更趋势(颜敏,2008)。自发性会计变更与强制性会计变更的相关性在 2006 年的会计变更中继续得以体现。

但是 2007 年正式实施企业会计准则之后,当年自发性会计变更又呈调减利润的变更趋势,与当年强制性会计变更相关性不复存在。颜敏等(2009)发现自发性会计变更调减利润的原因是大亏公司的大清洗所致;同时发现公允价值计量确实成为上市公司调节利润的重要手段,并为抵消上市公司调减利润自发性会计变更对当期利润的影响作出了巨大的贡献。93 家调减利润自发性会计变更公司中,有 24 家公司(调减利润数额占 93 家的 88.96%)通过公允价值变动损益数额来弥补。2008 年上市公司会计变更总体呈调增利润的趋势。

2008 年上市公司自发性会计变更为何与 2007 年一样也呈调减利润的变化,是否也是大亏公司大清洗的动因所致?抑或是公允价值计量的使用会更容易用于调增利润,因而自发性会计变更的作用让位于公允价值变动损益?或是自发性会

计变更与公允价值变动损益分别发挥着不同的盈余管理效力?自发性会计变更、公允价值变动损益对 2008 年上市公司的盈利有何不同的影响?较以前年度,2008 年上市公司的总体盈利水平如何?本文将对这些问题进行探讨。

一、2008 年上市公司盈利水平及公允价值变动损益影响分析

1. 三年净资产收益率比较。净资产收益率(以下用 ROE 表示)仍然是考核上市公司在市资格和再融资资格的主要指标,备受上市公司关注,本文以此代表上市公司盈利水平并作如下分析。

2006~2008 年上市公司各年净资产收益率变化较大,表 1 列示了 2006~2008 各年净资产收益率的均值。其中,2008 年净资产收益率均值为 18.64%,均高于调整前 2006 年和 2007 年净资产收益率均值,也高于调整后的 2006 年净资产收益率均值,但略低于调整后的 2007 年净资产收益率均值。从调整前各年净资产收益率的表现来看,2008 年上市公司的盈利水平有一定幅度的增长;从调整后的净资产收益率均值来看,基本持平,由此可以看出 2008 年会计变更总的变动趋势具有调增利润的目的,其中主要是强制性会计变更调增当年利润和追溯调增以前年度利润,其目的是为了均衡三年的净资产收益率。但其中自发性会计变更呈调减利润的变化如何解释呢?

表1 2006~2008年净资产收益率的均值

年份	2008	2007	2006
调整前	18.64%	11.85%	12.25%
调整后		19.16%	17.94%

2. 公允价值变动损益影响分析。由于 2007 年开始执行的《企业会计准则》最突出的变化是允许上市公司采用公允价值计量相关资产,由此产生了一定的公允价值变动损益,并影响当期利润。由于公允价值计量在实际操作中不确定性程度高,人为影响因素大,加之需要对相关资产进行重分类,因而预计

会被上市公司用来当作调节利润的主要手段。2008年上市公司年报披露的利润表中“公允价值变动损益”项目有发生额的公司有402家,对当年利润的综合影响额为增加利润242 489.86万元。其中公允价值变动损益为正数的公司有153家,利润影响额为4 144 324.82万元;公允价值变动损益为负数的公司有249家,利润影响额为-3 901 834.96万元。从对利润影响额分析,相对于自发性会计变更,公允价值变动损益对利润的影响是调增利润,即对2008年盈利水平的提高作出了贡献,且贡献程度远远高于上市公司披露的强制性会计变更的影响。但从公司数量分析,有61.94%即249家公司发生的公允价值变动损益为负数。通过对发生公允价值变动损益的全部公司和发生负的公允价值变动损益的公司特征进行初步的显著性差异分析发现,全部发生公允价值变动损益公司特征与发生负的公允价值变动损益的公司特征相似,即发生负的公允价值变动损益的公司更具代表性。因此2008年公允价值变动损益完全不同于2007年调增利润的特征,开始显现出与自发性会计变更趋同的逆向操纵利润的端倪。

由于信息不对称,笔者无法了解经营业务方面的原因对导致上述行为的影响,本文以下部分仅从盈余管理的角度来探析34家调减利润自发性会计变更公司和249家发生负的公允价值变动损益公司的主要动机。

从现有的研究中可知,对证券市场监管规定的迎合和规避是上市公司盈余管理的最终目标,是否进行盈余管理或如何进行盈余管理及盈余管理的程度均受证券市场监管规定制约。经营业绩很差的大亏公司、意欲扭亏的公司均通过盈余管理来长久保持上市资格,预备再融资的公司和高盈利公司也将盈余管理当作经常性的手段(颜敏,2005)。2007年新会计准则的执行对上市公司虽有调增利润的客观影响,但是由于退市管制和再融资管制并未撤销,证券市场监管效应依然存在。一般来讲,调减利润的公司类型主要有大亏公司(净资产收益率小于-1%)和高盈利公司(净资产收益率大于10%)以及刚实施过再融资的公司,调增利润的公司主要是预备再融资的公司。

二、实证检验

1. 研究假设。

(1)证券市场监管假设。由于退市管制的有效性,上市公司会较多地利用自发性会计变更和公允价值计量手段规避该管制。其中一部分公司进行调减利润的操纵使本年经营处于大亏境地,目的是减轻负担即大清洗,以便未来两年内扭亏。因此,本文提出以下假设:

假设1:“大亏”变量与上市公司调减利润策略呈正相关关系。另一部分高盈利公司则为了努力均衡公司各年的盈利、平滑收益而采取调减利润的策略。

假设2:“高盈利”变量与上市公司调减利润策略成正相关关系。如果再融资管制有效,那么计划在当年和以后年度再融资的上市公司会努力使本年的净资产收益率达到再融资管制决定的标准,因此该类公司不可能采取调减利润的策略;相反,在当年已实际进行了再融资的上市公司,预计其在本年度

可能采取调减利润的策略,以释放以前年度积累的包袱——为了再融资而尽量少计提和摊销费用或提前预计的收入。因此,提出以下假设:

假设3:“实际再融资”变量与上市公司调减利润策略正相关。

假设4:“计划再融资”变量与上市公司调减利润策略负相关。

(2)其他控制变量影响假设。Beatty和Weber(2003)发现,预计到会计变更当年公司会有巨额损失且更换了管理者的公司更有可能采取调减报告期收益的会计变更以提高亏损幅度,为以后留置盈余,而不会作出调增利润的会计变更。他们认为,那些用过去可怜的业绩来解释损失幅度的新的高管人员,其“大清洗”的动机也许更高。李增泉(2001,2003)、朱红军(2002)也发现当我国企业高级管理人员变更时,会发生大清洗、计提秘密准备等盈余管理现象,并证明其变更概率与变更前的企业绩效存在显著的负相关。颜志元(2006)认为当公司管理层变更时,新管理层为与原管理层划清界限,同时为自己今后的业绩埋下伏笔,在上任初期有利用会计估计变更进行“巨额冲销”的动机。本文假设发生高管人员变更的公司很有可能实施调减利润的盈余管理策略,以尽可能将较差的经营业绩推卸到前任身上。李增泉、朱红军将控股股东变更作为高管人员变更的替代变量,颜志元将董事长变更与执行总裁变更一并考虑。

笔者认为,就会计变更和公允价值计量而言,高管人员比控股股东更有实施权力的空间;而高管人员中,总经理或执行总裁比董事长更能关注到会计变更和公允价值计量。因此本文的高管人员变更仅仅指公司总经理发生变更。因此提出以下假设:

假设5:高管人员变更与上市公司调减利润策略呈正相关。根据分红计划假设,实施分红计划的企业具有调增当期利润的动机,因而实施分红计划的公司不可能采取调减利润的策略。

假设6:高管人员报酬契约与上市公司调减利润策略呈负相关。

2. 变量定义与样本选择。表2列示了自发性会计变更和公允价值变动损益调减利润策略和证券市场监管规定决定的特征变量“大亏、高盈利、实际再融资和计划再融资”以及控制变量的含义。

本文研究所需会计变更、公允价值变动损益及盈利信息通过查阅2008年的上市公司年度报告获得,上市公司年报信息来源于巨潮资讯网(www.cninfo.com.cn)和上市公司资讯网(www.cnlist.com)。上市公司再融资信息来自新浪股票与财经网(stock.finance.sina.com.cn)提供的2008年配股、增发和发行可转换债券的信息。样本选取标准是:在我国上海和深圳证券交易所上市的公司,并具有相关期间的会计信息资料,以此共选取了1 592家上市公司作为全部分析样本,其中发生调减利润自发性会计变更的公司有34家,发生负的公允价值变动损益的公司有249家。

表2 自发性会计变更和公允价值变动损益分析变量说明

变量名称	表示符号	定义
因变量(盈余管理策略)	自发性会计变更	VAC-d 自发性会计变更调减利润,该变量等于1;其他公司,该变量等于0
	公允价值变动损益	IFV-d 公允价值变动损益为负数,该变量等于1;其他公司,该变量等于0
解释变量(证券市场监管决定的特征变量)	大亏	LL 当年公司净资产收益率小于-1%且资产负债率大于1,该变量等于1;否则,等于0
	高盈利	LP 公司净资产收益率大于当年全部公司净资产收益率均值18.64%且公司资产负债率小于1,该变量等于1;否则,等于0
	实际再融资	RBC 公司在当年已经进行了再融资,该变量等于1;否则,等于0
	计划再融资	RAC 公司计划当年或以后年度进行再融资,该变量等于1;否则等于0
控制变量	高管人员变更	△CEO 当期发生高管人员变更,△CEO=1;否则△CEO=0

3. 检验方法与模型建立。以下部分分别以调减利润自发性会计变更和发生负的公允价值变动损益为因变量,将1592家上市公司中34家调减利润自发性会计变更公司和249家发生负的公允价值变动损益的公司作为分析对象,分析它们与其余公司在特征变量和控制变量上是否具有显著差异。

为进一步检验各特征变量和控制变量与各因变量的相关性,本文采用logistic回归分析模型,用极大似然估计法(MLE)进行参数估计,并建立模型1和模型2。模型1和模型2中因变量为虚拟变量,其取值是0和1,不满足正态分布,同时也不满足线性模型的有关假设,不适宜运用普通最小二乘法(OLS)进行线性回归分析。Logistic回归模型采用的是逻辑概率分布函数,与OLS相比,能最大限度地减少回归结果的失真。极大似然估计法是利用总体的分布密度或概率分布的表达式及其样本所提供的信息建立求解未知参数估计量的一种方法。它与用于估计一般线性回归模型参数的OLS形成对比,OLS通过使样本观测数据的残差平方和来选择参数,而MLE通过最大化对数似然值来估计参数。因此,本文建立如下Logistic回归分析模型:

$$\ln\{P(VAC-d=1)/[1-P(VAC-d=1)]\}=\alpha_0+\alpha_1LL+\alpha_2LP+\alpha_3RBC+\alpha_4RAC+\gamma_1\Delta CEO+\eta_1NX+\xi_1 \quad (1)$$

$$\ln\{P(IFV-d=1)/[1-P(IFV-d=1)]\}=\beta_0+\beta_1LL+\beta_2LP+\beta_3RBC+\beta_4RAC+\gamma_2\Delta CEO+\eta_2NX+\xi_2 \quad (2)$$

其中:VAC-d为因变量,虚拟变量,VAC-d=1时,表示自发性会计变更调减利润的公司策略;VAC-d=0时,表示当年其他所有上市公司的策略(自发性会计变更调增利润或未发生变更)。IFV-d为因变量,IFV-d=1时,表示公允价值变动损益为负数的策略;IFV-d=0时,表示当年其他所有上市公司的策略(公允价值变动损益为正数或为零)。 α_0 、 β_0 为常数项; α_1 、 β_1 为各特征变量的系数估计值; γ_1 、 η_1 为控制变量的系数估计值; ξ_1 、 ξ_2 为随机误差项。

自变量LL、LP、RAB、RAC分别是证券市场决定的特征变量,其余变量均为控制变量。各变量的定义和取值方法见表2。

三、检验结果

1. 差异显著性检验。定类数据以及总体偏态分布时,对应的检验方法为非参数检验。反映调减利润策略影响因素的6个变量LL、LP、RBC、RAC、△CEO、NX均为定类变量,因此,在对两类样本影响因素(变量)的差异进行显著性检验时,采用非参数检验方法来进行。本文利用SAS统计软件对两类样本策略影响因素的差异显著性进行检验。非参数检验结果如表3所示:

表3 上市公司调减利润策略影响因素差异检验

变 量		Wilcoxon Two-Sample Test		Kruskal-Wallis Test	
		Z	Two-Sided Pr > Z	Chi-Square	Pr>Chi-Square
因变量为 VAC-d	LL	1.830 4	0.067 2	3.350 2	0.067 2
	LP	2.852 6	0.004 3	8.137 6	0.004 3
	RBC	0.880 8	0.378 4	0.775 9	0.378 4
	RAC	0.944 4	0.345 0	0.891 9	0.345 0
	△CEO	0.086 4	0.931 2	0.007 5	0.931 2
	NX	-0.414 1	0.678 8	0.171 5	0.678 8
因变量为 IFV-d	LL	-0.340 8	0.733 2	0.116 2	0.733 2
	LP	0.460 9	0.644 9	0.212 4	0.644 9
	RBC	2.742 1	0.006 1	7.519 3	0.006 1
	RAC	-0.073 8	0.941 2	0.005 4	0.941 2
	△CEO	-1.693 0	0.090 4	2.866 4	0.090 4
	NX	-0.213 8	0.830 7	0.045 7	0.830 7

从表3中可以看出,非参数检验结果显示,影响调减利润自发性会计变更的因素中证券市场监管决定的特征变量高盈利通过了显著性检验,显著性水平在0.01以上;大亏变量也通过了显著性检验,显著性水平在0.10以上;控制变量均不显著。由此结果可以初步判定,高盈利公司平滑盈余的动因对调减利润自发性会计变更策略的实施具有决定性的影响,大亏公司大清洗动因也具有一定的影响,不同于2007年只有大亏公司大清洗的动机。影响负的公允价值变动损益是否发生的因素中,实际再融资变量通过了检验,显著性水平为0.01;控制变量中,高管人员报酬契约通过了检验。说明上市公司开始利用公允价值计量手段来规避证券市场监管,释放以前年度为再融资而积累的包袱。

2. 逻辑回归分析。在以上所进行的差异显著性检验的基础上,再根据Logistic回归模型1、模型2,利用极大似然估计法(MLE)对模型回归参数进行估计,检验上述相关假设。首先对2008年发生调减利润自发性会计变更的34家上市公司特征进行分析,利用模型1通过SAS统计软件进行Logistic回归分析,结果如表4所示。

表4的Logistic回归分析结果表明,Logistic回归模型整体似然的似然比卡方统计量为12.5945,在0.05水平上显著,可以认为模型的拟合效果较好。就自变量与因变量的关系而言,回归方程中反映的高盈利变量回归系数在0.01水平上显著,大亏变量回归系数在0.05水平上显著,均为证券市场监

管决定的特征变量,其系数符号均与预期一致。反映再融资的变量 RBC、RAC 均不显著,控制变量均不显著。因此, Logistic 回归结果显示,考虑了高管人员变更和高管人员报酬变量后,证券市场监管决定的高盈利和大亏变量对上市公司调减利润自发性会计变更具有较强的解释能力,假设 1 和假设 2 得到检验。由回归结果可以认为,对证券市场监管规定的迎合和规避,是 2008 年高盈利和大亏公司实施调减利润自发性会计变更的主要动因。各变量之间的多重共线性问题经由 Spearman 相关系数检验(表略)可知,不存在严重的多重共线性。

表4 Logistic回归模型(1)分析结果

变量	预期符号	Estimate	Standard Error	Wald X ²	Pr>ChiSq
Intercept		-4.308 7	0.378 6	129.511 1	<0.000 1
LL	+	1.168 5	0.462 7	6.377 0	0.011 6
LP	+	1.363 2	0.463 7	8.642 7	0.003 3
RBC	+	0.342 4	0.522 3	0.429 8	0.512 1
RAC	-	0.399 3	0.514 3	0.602 7	0.437 6
ΔCEO	+	0.008 1	0.423 8	0.000 4	0.984 8
NX	-	-0.143 8	0.384 2	0.140 1	0.708 2
Likelihood Ratio X ²		12.594 5			0.049 9
-2 Log L		277.776			

对 2008 年发生负的公允价值变动损益的 249 家上市公司特征进行分析,利用模型 2 通过 SAS 统计软件进行 Logistic 回归分析,结果如表 5 所示:

表5 Logistic回归模型(2)分析结果

变量	预期符号	Estimate	Standard Error	Wald X ²	Pr>ChiSq
Intercept		-1.770 8	0.143 2	152.877 4	<0.000 1
LL	+	0.070 6	0.227 6	0.096 3	0.756 4
LP	+	-0.051 4	0.255 7	0.040 4	0.840 6
RBC	+	0.605 8	0.223 1	7.375 4	0.006 6
RAC	-	-0.096 0	0.254 4	0.142 4	0.705 9
ΔCEO	+	-0.291 1	0.190 1	2.344 3	0.125 7
NX	-	-0.072 1	0.162 2	0.197 4	0.656 8
Likelihood Ratio X ²		9.599 4			0.142 6
-2 LogL		1 055.618			

表 5 的 Logistic 回归分析结果表明, Logistic 回归模型整体检验的似然比卡方统计量为 9.599 4,不显著,可以认为模型的拟合效果不好。就自变量与因变量的关系而言,回归方程中反映实际再融资的变量 RBC 的回归系数在 0.01 水平上显著,为证券市场监管决定的特征变量,其系数符号均与预期一致。反映大亏的变量 LL、反映高盈利的变量 LP 和反映计划再融资的变量 RAC 均不显著,控制变量也不显著。因此, Logistic 回归结果显示,考虑了高管人员变更和高管人员报酬变量后,证券市场监管决定的实际再融资变量对上市公司发生负的公允价值变动损益具有较强的解释能力,假设 3 得到检验。

四、研究结论与局限性

结论一: 实证检验结果表明,2008 年发生自发性会计变

更的公司进行调减利润的变更,造成与当年强制性会计变更相关性不存在是高盈利公司平滑盈余和大亏公司的大清洗所致。

结论二: 公允价值计量确实成为上市公司规避证券市场监管的重要手段,但与 2007 年不同的是,上市公司利用负的公允价值变动损益释放以前年度为实施再融资而积累的包袱。

结论三: 公允价值变动损益对当期利润的影响呈现调减增强而调增减弱的趋势。对比上市公司发生公允价值变动损益的情况,发现 2006 年公允价值变动损益数额最高,达 2 831 538.15 万元,但公司总数只有 306 家。其中公允价值变动损益为正数的公司有 260 家,发生额为 2 917 637.98 万元;公允价值变动损益为负数的公司只有 46 家,发生额为 -86 099.83 万元。2007 年公允价值变动损益数额下降至 832 772.58 万元,但发生公允价值变动损益的公司增加至 380 家。公允价值变动损益为正数的有 269 家公司,对当期利润影响为 2 066 124.77 万元;为负数的公司增加至 111 家,对当期利润影响额为 -1 233 352.19 万元,初步呈现调减增强而调增减弱的趋势。2008 年发生公允价值变动损益的公司数量最多,但对利润的影响额却最小,仅有 242 489.86 万元;调减利润公司最多,达到 249 家,并且总体特征已由调减利润的公司决定。

本文的局限性在于 Logistic 回归模型 2 分析结果显示模型本身存在缺陷,影响公允价值变动损益的原因或因素有待进一步研究。也就是说,本文只是发现了公允价值变动损益开始呈调减利润的变动趋势,但造成这种现状或影响我国公允价值变动损益数额的原因并未作深入探讨,对 2006 年会计准则使用公允价值计量也未能提出任何参考建议。

【注】本文受航空科学基金项目(编号:2008ZG55012)、河南省社科规划项目(编号:2009BJJ018)、河南省科技厅软科学项目(编号:082400430730)资助。

主要参考文献

1. 李增泉.我国上市公司资产减值政策的实证研究.中国会计与财务研究,2001;4
2. 李增泉.企业绩效、控制权转移与经理人员变更——一项基于我国证券市场的实证研究.中国会计与财务研究,2003;4
3. 刘斌.自愿性会计政策变更的契约动因研究.中国经济问题,2004;3
4. 刘斌,江朝敏,朱丹.强制性会计政策变更对自愿性会计政策变更的影响研究.财贸研究,2004;5
5. 颜敏.2006 年上市公司自发性会计政策变更特征分析.财会月刊(理论),2008;1
6. 颜志元.会计估计变更的动因分析——来自中国 A 股上市公司的证据.会计研究,2006;5
7. 朱红军.大股东变更与高级管理人员更换:经营业绩的作用.会计研究,2002;9
8. 许敏敏.公允价值变动对 A 股上市公司的影响研究.财会月刊,2009;33