

会税差异对盈余质量的预警信号识别初探

韩 峰, 张晓辉, 卜 华(博士生导师)

【摘要】我国上市公司普遍存在盈余管理行为,不仅扭曲了盈余信息的客观性,降低了盈余质量,还加大了投资决策的难度,对投资者不利。本文以沪深两市2012~2014年制造业上市公司为研究样本,运用多元线性回归分析、双变量相关性分析对会税差异和盈余质量间的关系进行探究,研究表明:①会税差异、暂时性差异、永久性差异均与盈余质量显著负相关;②永久性差异与盈余质量的相关性强于暂时性差异与盈余质量的相关性。基于研究结论,本文又以会税差异作为预警识别变量,结合统计学中的标准分数公式构建了预警识别函数,并依据切比雪夫不等式设定了预警值,初步探讨了行业盈余质量预警识别方法。

【关键词】会税差异;暂时性差异;永久性差异;盈余质量;预警信号识别

【中图分类号】F275

【文献标识码】A

【文章编号】1004-0994(2016)17-0036-5

一、引言

国外学者对会税差异和盈余质量的研究主要沿着“会税差异扩大——会税差异影响因素——会税差异与盈余质量的关系”等链条展开。目前,国内学者对会税差异和盈余质量的研究更侧重于单方面研究,关于会税差异的研究着重于会税差异的度量、会税差异的影响因素、会税差异的价值相关性等领域;关于盈余质量的研究主要围绕着盈余质量的影响因素、盈余质量的评价、盈余质量的价值相关性以及盈余管理等方面。企业会计准则和企业所得税法的实施使我国会税差异逐步增大,而国内对于会税差异与盈余质量相结合的研究较为匮乏。因此,有必要进一步探讨会税差异与盈余质量间的关系,进而探究会税差异对盈余质量的信号识别。

二、文献综述与研究假设

(一)会税差异与盈余质量

现行会计准则下的权责发生制为管理层盈余管理行为提供了方法上的可能性,所以在理论上盈余管理会对会税差异产生影响。Levand Nissim(2004)、Hanlon(2005)研究发现,会税差异与盈余管理呈显著正相关关系,即存在异常会税差异的企业往往存在较大程度的盈余管理行为。李志强(2011)认为,权责发生制下,上市公司对会计盈余的操纵和虚化使会计盈余无法客观反映真实盈余情况,盈余管理与盈余质量具有负相关性。基于前人的研究,本文提出以下研究假设:

H1:会税差异与盈余质量之间存在显著的负相关关系。

(二)暂时性差异与盈余质量

暂时性差异一旦产生,将在以后的一段会计期间内产生跨期影响。邹理(2012)认为,从实施手段来看,盈余管理可分

为披露盈余管理和真实盈余管理两类,当企业管理层采用披露盈余管理手段进行盈余管理时,企业盈余信息客观性被人为扭曲的同时企业的暂时性差异也会相应地被操纵,即管理者通过暂时性差异进行盈余管理的行为会降低会计盈余的客观性。基于前文的分析,本文提出以下研究假设:

H2:暂时性差异与盈余质量之间存在显著的负相关关系。

(三)永久性差异与盈余质量

永久性差异只在产生的当期产生影响。Wilson(2009)、Desai和Dharmapala(2006)等研究表明,企业的永久性差异与其避税动机具有相关性。因此本文认为,企业管理者避税动机的盈余管理行为会产生过高的永久性差异,即企业通过盈余管理降低所得税税负的同时会对税后会计盈余的客观性产生负面影响。基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H3:永久性差异与盈余质量之间存在显著的负相关关系。

(四)永久性差异、暂时性差异与盈余质量

暂时性差异为管理者提供了进行应计项目盈余管理的空间,降低了盈余信息的客观性;避税动机的盈余管理行为导致的永久性差异同样会扭曲税后会计盈余的客观性。暂时性差异一旦产生,将会在以后的一段会计期间内产生跨期影响,即本期暂时性差异可能存在上期盈余管理的干扰噪音,而永久性差异一旦产生就不能在以后期间内被“转回”,仅与当期避税动机的盈余管理行为相关。另外,投资者在做出经济决策时更关注企业的税后会计盈余信息质量。万红波和赵丹(2013)指出,报告动机的盈余管理活动对会税差异的影响

大于避税动机盈余管理活动所带来的影响。基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H4: 会税差异、永久性差异与盈余质量的相关性比暂时性差异与盈余质量的相关性更显著。

三、实证研究设计

(一) 研究变量选择

表 1 变量设计

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明		
被解释变量	可操纵性应计利润	BZDA	$BZDA = \frac{ DA }{\text{平均总资产}}$, DA 计算见表 2; 平均总资产 = $\frac{\text{年初总资产} + \text{年末总资产}}{2}$		
			解释变量	会税差异	BZBTD
解释变量	暂时性差异	BZTBTD	$BZTBTD = \frac{ BZTBTD }{\text{平均总资产}}$, TBTD 计算见后文被解释变量计算公式		
			永久性差异	BZPBTD	$BZPBTD = \frac{ BZPBTD }{\text{平均总资产}}$, PBTBTD 计算见后文被解释变量计算公式
					控制变量
控制变量	公司规模	SIZE	$SIZE = \ln(\text{平均总资产})$		
控制变量	控股股东持股比例	RATE	RATE = 年初控股股东持股比例		
控制变量	资产负债率	LEV	$LEV = \frac{\text{年初总负债}}{\text{年初总资产}}$		
控制变量	年度	Year _j	设置 3 个虚拟变量		

注:为消除量纲的影响,取绝对值后的会税差异、暂时性差异、永久性差异统一除以年度平均总资产予以标准化。

(二) 研究变量计算公式

1. 被解释变量计算公式。由于盈余管理可通过控制操纵性应计利润来实现,本文采用操纵性应计利润调整幅度来度量盈余质量。操纵性应计利润调整幅度越大,盈余质量越差。刘大志(2011)等发现修正的琼斯模型在分离应计利润的效果上更优,因此本文也拟用修正的琼斯模型对应计利润进行分离。模型如下:

$$\frac{TA}{A_{t-1}} = a_1 \frac{1}{A_{t-1}} + a_2 \frac{(\Delta REV_t - \Delta REC_t)}{A_{t-1}} + a_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \quad (1)$$

首先,根据式(1)建立回归模型,将同一行业的样本进行回归分析,得出模型各参数的估计值(a_1, a_2, a_3),回归模型为:

$$\frac{TA}{A_{t-1}} = a_1 \frac{1}{A_{t-1}} + a_2 \frac{(\Delta REV_t - \Delta REC_t)}{A_{t-1}} + a_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (2)$$

根据式(2)回归分析得到的参数估计值,计算各上市公司某年的非操纵性应计利润。公式如下:

$$\frac{NDA_t}{A_{t-1}} = a_1 \frac{1}{A_{t-1}} + a_2 \frac{(\Delta REV_t - \Delta REC_t)}{A_{t-1}} + a_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \quad (3)$$

计算各公司可操纵性应计利润。由于应计利润总额等于可操纵性应计利润与非操纵性应计利润之和,则有:

$$DA_t = TA_t - NDA_t \quad (4)$$

表 2 变量含义

变量符号	变量含义
TA _t	总应计利润=净利润-经营活动现金流量
NDA _t	第 t 年的非操纵性应计利润
DA _t	第 t 年的可操纵性应计利润
A _{t-1}	第 t-1 年末的资产总额
REV _t	第 t 年与 t-1 年的营业收入之差
REC _t	第 t 年与 t-1 年净应收账款项之差(包括应收票据)
PPE _t	第 t 年末的固定资产总额
ε _t	回归模型残差

2. 解释变量计算公式。现行会计准则并未要求企业对外披露应纳税所得额会计信息,本文基于外部信息使用者视角测度会税差异,就是测度应纳税所得额。按照资产负债表债务法下所得税会计处理的思路和已有的财务报表相关项目,本文对会税差异测度公式进行推导,如下:

会税差异=会计利润-应纳税所得额

应纳税所得额=所得税费用/所得税税率-[(期末递延所得税负债-期初递延所得税负债)-(期末递延所得税资产-期初递延所得税资产)]/所得税税率

会税差异=会计利润-[所得税费用/所得税税率-[(期末递延所得税负债-期初递延所得税负债)-(期末递延所得税资产-期初递延所得税资产)]/所得税税率]

暂时性差异=[(期末递延所得税负债-期初递延所得税负债)-(期末递延所得税资产-期初递延所得税资产)]/所得税税率

永久性差异=会税差异-暂时性差异

(三) 研究模型设计

为单独考察会税差异与盈余质量之间的关系,本文构建了回归模型 A:

$$BZDA = \alpha_0 + \alpha_1 BZBTD + \alpha_2 NATURE + \alpha_3 SIZE + \alpha_4 RATE + \alpha_5 LEV + \alpha_6 \sum Year_j + \varepsilon$$

为单独考察暂时性会税差异与盈余质量之间的关系,本文构建了回归模型 B:

$$BZDA = \beta_0 + \beta_1 BZBTD + \beta_2 NATURE + \beta_3 SIZE + \beta_4 RATE + \beta_5 LEV + \beta_6 \sum Year_j + \delta$$

为单独考察永久性会税差异与盈余质量之间的关系,本文构建了回归模型 C:

$$BZDA = \gamma_0 + \gamma_1 BZBTD + \gamma_2 NATURE + \gamma_3 SIZE + \gamma_4 RATE$$

$$+\gamma_5LEV+\alpha_6\sum Year_j+\mu$$

本文通过双变量的相关性分析对H4进行检验。

(四) 样本选取及数据来源

本文使用的上市公司数据来自国泰安数据库,运用统计学分析软件SPSS 17.0对数据进行统计分析。所选取的样本范围为2012~2014年间沪市与深市制造业上市公司。剔除被PT或ST处理的上市公司、数据缺失的上市公司后,最终得到一个容量为1107家公司的混合截面研究样本。

四、实证研究结果分析

1. 会税差异与盈余质量的回归分析。表3为对H1的回归分析结果。由表3可知,会税差异与可操纵性应计利润显著负相关,即应计利润被操纵的幅度越大,盈余信息客观性被扭曲的程度越大,盈余质量越差,反之亦然,H1通过检验。

表3 H1回归分析结果

变量	非标准系数	标准系数	t值	Sig.值	共线性
BZBTD	0.781	0.931	105.185***	0.000	0.981
NATURE	0.010	0.006	0.654	0.513	0.930
SIZE	-0.067	-0.138	-14.572***	0.000	0.861
RATE	0.000	0.001	0.112	0.911	0.925
LEV	0.140	0.076	8.444***	0.000	0.959

模型调整R²为0.927;F统计量的概率0.000;F统计量值2412.349595

注:***表示在1%的水平上显著,下同。

公司规模与可操纵性应计利润显著负相关,即公司规模越大,应计利润被操纵的程度越低,盈余质量越高。资产负债率与可操纵性应计利润显著正相关,即公司动用财务杠杆的程度越大,应计利润被操纵的动机愈强烈,盈余质量越差。实证结果并未发现公司性质、控股股东持股比例与可操纵性应计利润之间显著相关的证据。原因可能是,受托管理者通常是国有上市公司的实际控制者与经营管理者,其道德风险与逆向选择行为一定程度上淡化了国有上市公司的国有产权属性。

从变量的共线性诊断结果看,容忍值均接近1,说明解释变量、控制变量间无强烈的共线性问题,变量选取合理。从模型拟合度上看,调整R²接近于1,模型拟合程度高,解释力强,模型设计恰当。

2. 暂时性差异与盈余质量的回归分析。表4为对H2的回归分析结果。由表4可知,样本公司暂时性差异与可操纵性应计利润在1%的显著性水平上正相关,即暂时性差异越大,可操纵性应计利润越大,应计利润被操纵的幅度越大,盈余信息客观性被扭曲的程度越大,盈余质量越差,反之亦然。所以,暂时性差异与盈余质量在1%的显著性水平上负相关,H2通过检验。

表4 H2回归分析结果

变量	非标准系数	标准系数	t值	Sig.值	共线性
BZTBTD	3.673	0.643	27.392***	0.000	0.987
NATURE	0.031	0.019	0.795	0.427	0.930
SIZE	-0.091	-0.188	-7.489***	0.000	0.865
RATE	0.000	0.007	0.272	0.786	0.925
LEV	0.228	0.123	5.163***	0.000	0.962

模型调整R²为0.483;F统计量的概率0.000;F统计量值178.227

从变量的共线性诊断结果看,容忍值接近1,说明选取的解释变量、控制变量间并无共线性问题,变量选取合适。从模型拟合度上看,调整R²小于模型A的调整R²,模型B的拟合度不如模型A强,在一定程度上说明了会税差异对被解释变量的解释力强于暂时性差异。

3. 永久性差异与盈余质量的回归分析。表5为对H3的回归分析结果。由表5可知,样本公司永久性差异与可操纵性应计利润显著正相关,即永久性差异越大,可操纵性应计利润越大,应计利润被操纵的幅度越大,盈余信息客观性程度被扭曲的程度越大,盈余质量越差,反之亦然。所以,永久性差异与盈余质量在1%的显著性水平上负相关,H3通过检验。

表5 H3回归分析结果

变量	非标准系数	标准系数	t值	Sig.值	共线性
BZBTD	0.708	0.931	104.842***	0.000	0.980
NATURE	0.016	0.010	1.099	0.272	0.930
SIZE	-0.066	-0.135	-14.249***	0.000	0.860
RATE	0.000	0.000	0.035	0.972	0.925
LEV	0.145	0.078	8.688***	0.000	0.959

模型调整R²为0.927;F统计量的概率0.000;F统计量值2396.743

从变量的共线性诊断结果看,容忍值均接近1,说明解释变量、控制变量间并无共线性问题,变量选取合适。从模型拟合度上看,调整R²与模型A的拟合度一致,说明永久性差异对盈余操纵性应计利润的解释力与会税差异相当。

4. 双变量相关性分析。为进一步区分会税差异、暂时性差异、永久性差异与盈余质量的解释力程度,本文进行了解释变量与被解释变量间双变量的相关性分析。详见表6。

表6 相关性分析

变量	项目	BZBTD	BZTBTD	BZPBTD	BZDA
BZBTD	Pearson 相关性	1.000			
BZTBTD		0.672***	1.000		
BZPBTD		0.995***	0.728***	1.000	
BZDA		0.952***	0.660***	0.952***	1.000

表6中,会税差异、暂时性差异、永久性差异与操纵性应计利润的相关性系数表明,会税差异、永久性差异与盈余质量的相关性程度均强于暂时性差异与盈余质量间的相关性,解释力更强,H4通过检验。

5. 稳健性检验。由于琼斯模型中可能会掺杂一些主观、随机噪音,对上文的实证结果产生干扰。为提高实证分析结论的可信度,本文采用变量替代法对模型A、模型B、模型C及双变量的相关性分析结果进行稳健性经验。

应计项目比率为应计项目与当期末资产总额之比。王祖山(2007)认为,可以采用应计项目作为盈余质量高低的判别标准。侯晓红(2006)指出,如果应计项目比率较高,说明企业利用应计项目进行了利润操纵,企业的盈余客观性不高。本文选择应计项目比率(ACCR)替代模型A、模型B、模型C中的被解释变量操纵性应计利润(BZDA)。考虑到控制变量选取的合理性,论文选取第一大股东持股比例(TOP₁)替代控股股东持股比例(RATE),以长期资本负债率(LLEV)替代资产负债率(LEV)。替代变量如表7所示。

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	应计项目比率	ACCR	ACCR = $\frac{ \Delta \text{非现金资产} - \Delta \text{负债} }{\text{年末总资产}}$ = $\frac{ \Delta \text{资产} - \Delta \text{负债} }{\text{年末总资产}}$
			控制变量
	长期资本负债率	LLEV	LLEV= $\frac{\text{年初长期负债}}{\text{年初长期负债} + \text{年初股东权益}}$

选取替代变量后,本文进行了稳健性检验,发现回归结果未发生变化,表明本文的研究结论稳健,变量设计科学,分析结果可靠。限于篇幅,稳健性检验结果未罗列。

五、会税差异对盈余质量的预警信号识别方法

实证研究表明,上市公司的会税差异与盈余质量具有显著的负相关关系。本文认为上市公司会税差异可以作为上市公司盈余质量的指示器,即外部投资者可以通过会税差异发出的预警信号对盈余质量进行识别,进而根据识别结果辅助自身做出有效决策。下面拟从会税差异视角探索盈余质量的预警信号识别方法。

1. 预警识别原理。会税差异与盈余质量之间具有显著的负相关关系,对盈余质量的预警识别可以转化为对异常会税差异的识别。因为某行业上市公司的会税差异数据在总体上会呈现出一定的分布形态,所以可以通过识别行业会税差异

数据总体中的异常数据来对盈余质量进行预警识别。统计学中通常依据“3σ”原则与切比雪夫不等式两种判别规则判断一组数据是否有离群点与异常值,设标准分数为z,则有 $z_1 = (x_1 - \bar{x}) / \sigma$ 。

2. 预警识别变量选取。实证分析表明,会税差异、永久性差异与盈余质量的相关性很强,考虑篇幅所限,本文以会税差异为例对盈余质量预警信号的识别方法进行探索。为消除上市公司会税差异规模纲量对同行业间横向比较的不利影响,下面沿用上文的做法将会税差异进行标准化处理,记为BZBTD。

3. 预警识别函数。标准分数可以测度每个数值在该组数据中的相对位置,并可以判断一组数据是否有离群点与异常值。本文根据标准分数构建盈余质量的预警识别函数,记为Z(BZBTD),用以计算预警识别变量所对应的预警识别分数Z,预警识别函数如下:

$$Z(\text{BZBTD}) = \frac{\text{BZBTD}_{ij} - \frac{\sum_{j=1}^k \text{BZBTD}_{ij}}{k}}{\sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k (\text{BZBTD}_{ij} - \frac{\sum_{j=1}^k \text{BZBTD}_{ij}}{k})^2}{k-1}}}$$

其中:i=2012,2013,2014……;j为单个行业公司数。

4. 设定预警值。由于“3σ”原则上适用于对称分布的数据异常值与离群点的检验,切比雪夫不等式适用于任何分布形态数据异常值与离群点的检验。本文将对预警识别变量(会税差异)总体分布进行非参数检验,以判别其分布形态,进而为Z_{预警值}的设定提供方法依据。预警变量的非参数检验结果如表8所示。

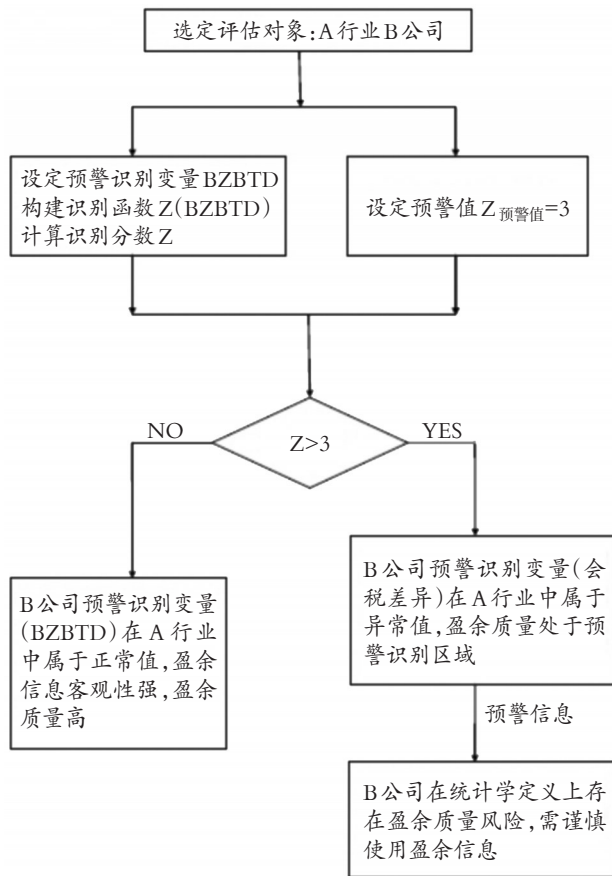
项目	2012年	2013年	2014年	总样本
卡方	0.000	0.000	0.000	0.000
df	359	370	378	1107
渐近显著性	1.000	1.000	1.000	1.000

注:卡方检验假设H:样本来自的总体分布与卡方分布无显著差异。

由表8可以看出,样本的总体分布与卡方分布无显著差异,即预警识别变量总体服从卡方分布。卡方分布通常为右偏分布,因此,本文选用切比雪夫不等式来设置Z_{预警值}。由切比雪夫不等式可知,至少有89%的数据分布在平均数加减3个标准差的范围内,即至少落在3个标准差的范围内的可能性不低于89%。财务会计中通常将“大于50%但小于或等于95%”的概率区间界定为“很可能”。基于以上分析,本文拟将预警值设定为Z_{预警值}=3。

5. 预警识别。选定某行业上市公司,通过预警识别函数

可计算出相应的预警识别分数,当预警识别分数大于3时,评估对象的会税差异在行业中属于离群点,盈余质量在行业中也是异常的,此时外部投资者应对盈余信息的客观性加以警惕。当然,预警识别函数发出的预警信号只是在统计学意义上说明被评估上市公司很可能存在盈余质量欠佳风险,出于谨慎性考虑,信息使用者在识别被评估对象的盈余质量时还要结合被评估上市公司的历史同期盈余质量状况以及财务报表附注信息做进一步辅助分析。预警识别流程图如下:



预警识别流程图

六、研究结论

本文在借鉴国内外会税差异与盈余质量相关研究的基础上,推导出会税差异度量公式,并在实证研究的基础上对于会税差异对盈余质量的预警信号识别方法进行了初探。研究结论如下:

1. 会税差异、暂时性差异和永久性差异与盈余质量显著负相关,即会税差异越大,盈余信息客观性程度被扭曲的程

度越大,盈余质量越差;暂时性差异越大,盈余质量越差;永久性差异越大,盈余质量越差,反之亦然。

2. 会税差异、永久性差异与盈余质量的相关性相当且均强于暂时性差异与盈余质量间的相关性,解释力更强。

3. 上市公司会税差异信息可以作为上市公司盈余质量的指示器,即上市公司的会税差异出现异常波动时便向外部信息使用者发出盈余质量的预警信号。一旦评估对象的预警变量(会税差异)处于“预警识别区域”,在统计学意义上该上市公司盈余质量很可能存在异常,外部投资者应对盈余信息的客观性加以警惕。

主要参考文献:

Lev B., D. Nissim. Taxable Income, Future Earnings and Equity Value[J]. The Accounting Review, 2004(4).

Hanlon M.. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences[J]. Accounting Review, 2005(1).

李志强. 现金流量信息含量与操纵[M]. 成都:西南财经大学出版社, 2011.

邹理. 递延所得税费用与盈余管理的关联性研究[D]. 成都:西南财经大学, 2012.

Wilson R.. An examination of corporate tax shelter participants[J]. The Accounting Review, 2009(3).

Desai M. A., D. Pharmapala. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2006(1).

万红波,赵丹. 浅析我国上市公司盈余管理动机对会税差异的影响[J]. 会计研究, 2013(11).

刘大志. 应计利润分离模型的效力检验——基于中国资本市场的实证研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2011(1).

王祖山,毛宏安. 基于应计项目的盈余质量计量模型[J]. 财会通讯, 2007(4).

侯晓红. 上市公司盈余质量的六维分析[J]. 财会月刊, 2006(25).

王金红. 企业避税盈余管理行为市场反应研究[J]. 财会通讯, 2014(36).

宋美娇,孙慧. 会税差异影响因素的实证研究[J]. 财政监督, 2015(17).

作者单位:中国矿业大学管理学院,江苏徐州 221116