

会计准则变革能缓解资本市场 “功能锁定”问题吗*

——基于盈余反应系数和盈余质量关系的研究

于悦

[摘要]我国会计准则的国际趋同有望从改善资本市场信息环境的角度,改变投资者决策判断的习惯和准确性,减少认知偏差,从而抑制资本市场的“功能锁定”现象。本文首先证明了2001年《企业会计制度》实施后的12年间,我国上市公司财务报告具有信息含量;并通过对比准则变革前后不同盈余质量的上市公司其盈余反应系数的变化,证明资本市场信息效率的提升。实证结果显示,我国资本市场同时存在基于当期盈余的“功能锁定”和基于盈余质量的“功能锁定”现象,且后者在真实盈余管理下表现得更加明显;会计准则变革能在一定程度上缓解基于盈余质量的“功能锁定”问题,降低企业进行盈余管理的“外部激励”,确保准则的执行效果,并促进信息环境的进一步完善。

关键词:会计准则变革 盈余质量 功能锁定

JEL分类号:G14 G38 M41

一、引言

“功能锁定”最初产生于心理学研究领域,由 Ijiri et al.(1966)引入会计学范畴。该假说是对有效市场假说的挑战,认为投资者具有认知局限性(Cognitive Limitations),没有足够成熟到可以识别会计数字背后的真实现金流量(Watts and Zimmerman, 1986)。这就导致资本市场定价“锁定”于报告的盈余,股票价格仅取决于公司对外报送的盈余信息,而没有考虑生成盈余数字所采用的会计核算方法或盈余质量带来的影响。较高的盈余反应系数说明上市公司财务报告信息的价值相关性较强,对于盈余质量较好的财务报告而言,这将意味着高效率的信息传递使资金流向准确,资源配置合理;相反,对于盈余质量较低的企业而言,这说明市场存在严重的“功能锁定”,大大降低资源配置效率。

Vergoossen(1997)将16项会计政策的变化进行分类检验,证明了在会计政策变更中,会计信息的披露水平(质量)是影响“功能锁定”的原因之一。赵宇龙和王志台(1999)率先开展了针对中国资本市场“功能锁定”现象的研究,指出投资者在决策过程中,往往锁定于某种特定的表面信息,不能充分利用有关信息来评估证券价值从而做出正确的投资决策。在财务报告盈余信息的构成方面,“功能锁定”现象表现为投资者仅考虑盈余的账面信息,而忽视盈余质量对盈余数字的影响,从而无法“看穿”企业为操纵盈余所进行的盈余管理活动,进而对盈余相同,而盈余质量不同的上市公司无法区别定价,甚至导致“逆向选择”。这意味着中国资本市场信息效率相对较低,投资者对于

* 于悦,东北财经大学会计学院讲师,管理学博士,中国内部控制研究中心研究员,中德管理控制研究中心研究员。本研究受国家自然科学基金项目(71372068)以及辽宁省教育厅科学研究一般项目(W2014219)的资助。

信息的理解和运用无法带来资源的高效配置。2007年新《企业会计准则》的实施有望从改善资本市场信息环境的角度,改变投资者决策判断的习惯和准确性,减少认知偏差,从而抑制“功能锁定”现象。

针对新会计准则实施对资本市场信息环境的影响,有学者开展了一系列研究。如刘永泽和孙嵩(2011)采用了 Ohlson 的剩余收益模型,证明了我国新会计准则对于公允价值的使用增强了信息的价值相关性,提高了财务报告的信息含量;孙嵩和孙光国(2011)则针对新会计准则实施后,公允价值变动带来的非持续性损益是否能被市场识别的问题,研究了我国证券市场的“功能锁定”现象。发现投资者并不能够“看穿”盈余的构成,对公允价值变动损益带来的盈余无力识别。李增福等(2013)通过研究列报在财务报表中不同位置的金融资产公允价值带来的市场反应,也为我国资本市场的“功能锁定”现象提供了证据。

现有研究虽有涉及准则变革后投资者针对财务报告中某类信息是否存在“功能锁定”,如公允价值,但尚缺乏针对会计准则变革前后信息环境的变化对投资者决策习惯和决策行为的影响研究。另外,已有研究普遍采用某类盈余信息与股票收益的相关性来度量“功能锁定”,而这种方法对从整体考察盈余管理情况,特别是真实盈余管理对“功能锁定”现象的影响表现得无力。为解决以上问题,本文首先检验了我国上市公司财务报告的信息含量,并首次尝试通过对比准则变革前后不同盈余质量的上市公司其盈余反应系数的变化,验证“功能锁定”现象的存在以及会计准则变革对投资者决策行为产生的影响。

二、中国资本市场存在“功能锁定”现象的原因分析

在中国资本市场上,投资者的认知偏差、企业的盈余管理行为和信息披露行为的监管情况都是导致我国资本市场存在错误定价和市场低效的原因。

(一)投资者的认知偏差

Dearman and Shield(2005)采用实验研究方法论证了导致“功能锁定”现象存在的认知过程。通过考察个体投资者的认知如何适应会计方法的变更,该研究发现投资者的会计知识、问题解决能力和参与决策工作的内在动力都能够影响认知过程。与西方发达国家相比,我国中小投资者的会计知识、问题解决能力普遍不足,机构投资者发展相对缓慢,持股水平较低,也很难发挥减少市场认知偏差的关键作用。因此,我国资本市场中将不可避免地存在“功能锁定”现象。

(二)管理者的盈余管理行为

Jensen and Meckling(1976)认为,公司是不同个体间缔结的一系列契约关系的集合,包括债务契约、管理层薪酬契约和公司章程等,而这些契约往往以会计数据作为订约依据,并且对订约各方行为采取基于会计数据的各种限制(杜兴强等,2009)。经理人将积极维护薪酬契约,并努力保障债务契约的达成。

管理者进行盈余管理的动机可能是为了红利、债务契约(Watts and Zimmerman,1990),或是为了吸引投资者进行股票或债券投资(Kellogg,1991),但最主要的动机,还是改变投资者对于公司当前价值的理解,吸引新的投资或是在高价位卖掉股票获利(Dechow et al.,1996)。但无论出于何种动机,被调整后的盈余数字对未来盈余和现金流的预测性下降。投资者利用该盈余信息进行决策时,无法区分盈余中的真实部分和操纵部分,因此,将产生错误的估值和定价,使股价“功能锁定”于总盈余。

(三)信息披露质量的监管不足

Ball(2006),Lang et al.(2006)和 Daske et al.(2007)等的研究均指出,会计准则本身的设计、准

则实施的制度、法律环境都能够影响会计准则的执行效果。Barth et al.(2008)也证明了国际会计准则的实施效果受财务报告系统的各种要素的影响,包括准则本身、对于准则的理解、实施以及立法。我国会计准则在执行过程中,来自社会公众的监督和制衡明显不足,对于投资者遭受因企业披露的信息不实带来的利益损害,也缺乏严苛的立法保护。因此,大力推进完善会计制度规定有助于减少“功能锁定”现象导致的错误定价,但新准则执行的同时,也需要建立健全良好的信息披露环境,以确保准则的实施效果。

三、会计准则变革与“功能锁定”现象

一个具有较高信息效率的市场要求针对信息披露制度有严格的规定,并针对投资者利益出台相应的法律保护制度。作为规范信息披露质量的核心和关键,会计准则本身的质量决定了生成信息是否符合有用性、相关性、可靠性、可比性等信息质量要求。众多关于会计准则变革的研究已经证实,更严苛的会计制度规定能够减少管理者的盈余管理行为,提高财务报告的信息质量(Schipper, 2003; Ewert and Wagenhofer, 2005)。

虽然每一次会计准则变革都试图更好地实现准则目标,即预计新准则的实施可能会对财务报告的信息披露有好的影响,但结论也可能相反。由于管理者机会主义动机的存在,他们永远不会放弃利用私有信息获取收益。因此,会计准则变革可能会改变一些盈余管理行为,但同时,管理者也会相应调整盈余管理的内容和方法。只要会计中有可操纵的部分的存在,就将为管理者创造新的机会进行盈余管理,错误地引导公司的经济业绩(Watts and Zimmerman, 1986)。因此,提高财务报告信息披露质量是我国资本市场发展过程中需要解决的一个重要问题。

2007年实施的新《企业会计准则》在实现会计处理、财务报告内容和形式与国际财务报告准则的全面趋同的同时,也为我国的财务信息披露提出了新的要求。在新准则的规范下,企业财务报告提供的信息与以往相比发生了显著的改变(张先治和于悦, 2013),因此,资本市场的信息环境和信息效率也将受到影响,见图1。

新会计准则从资产减值准备、企业合并等许多方面的规定上抑制了企业的应计盈余管理行为。但因真实盈余管理逐渐成为盈余管理的又一渠道,对应计盈余管理的作用效果能起到补充作用,则新会计准则对企业盈余管理行为的影响就呈现出多样性:一方面,应计盈余管理得到抑制,在盈余管理的总体表现形态的占比有所下降;另一方面,真实盈余管理因其隐蔽性和灵活性,得到更多的关注和使用,在盈余管理的总体表现形态的占比预计会大幅上升。

企业的总盈余可以划分为两部分,即具有一定持续性的真实盈余,以及不具备持续性的操纵性盈余。基于以上情况,企业盈余管理行为的变化会直接影响总盈余的构成。投资者因其认知局限性和普遍具有的非理性群体行为,他们更多地关注财务报告中披露的总盈余,而很少关注盈余的构成,更无法“看穿”总盈余中的操纵部分。因此,投资者就将使证券收益“功能锁定”于总盈余,无法反映公司的真实价值,进而造成信息的低效率传递和解读,不利于资本市场上合理定价和资源的高效配置。相对于操纵性应计盈余管理,真实盈余管理带来的那部分非持续性盈余更难被投资者识别,因此,会计准则变革带来的企业盈余管理构成的变化,将影响资本市场上“功能锁定”现象

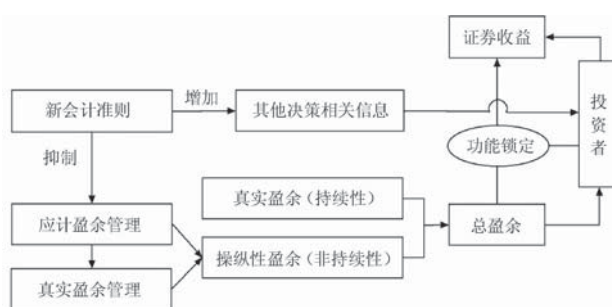


图1 会计准则变革缓解“功能锁定”现象作用图

的表现,对市场信息效率形成的影响也将成为会计准则变革的一个重要的经济后果。根据以上分析,本文提出假设 1:

假设 1:我国资本市场存在“功能锁定现象”,且企业的盈余管理越严重,“功能锁定”现象越明显。

假设 1a:应计盈余管理越严重,证券收益越正向地反映当期的未预期盈余信息,即证券收益的“功能锁定”现象越明显。

假设 1b:真实盈余管理越严重,证券收益越正向地反映当期的未预期盈余信息,即证券收益的“功能锁定”现象越明显。

假设 1c:相对于应计盈余管理,真实盈余管理能够导致更加严重的“功能锁定”现象。

然而,新会计准则对资本市场信息环境的影响绝不仅限于影响财务报告中的盈余构成。新准则对信息披露的规定更加详细,要求披露的项目更加丰富和完整,如对于合并报表范围的规定变化,增加了对于小规模子公司、经营业务性质特殊的子公司的信息披露,扩大了披露范围等;对于关联方交易、分部报告信息披露更加透明、充分;对于公允价值的使用也一定程度提高了盈余信息的价值相关性,改善了信息质量(刘永泽和孙嵩,2011)。因此,新会计准则下生成的财务报告,应该能够提供更多决策相关的信息,这些信息也将影响投资者对于企业的价值判断,从而通过改善资本市场的信息环境,促进证券合理定价。

基于以上分析,本研究认为,会计准则变革后,信息环境的变化有助于减少我国资本市场存在的“功能锁定”现象。新财务报告带来的增量信息,能够辅助投资者决策,使企业采用两种盈余管理方式进行的盈余“美化”行为给企业带来的边际收益显著下降,当边际收益无法弥补盈余管理行为暴露带来的声誉损失成本,则有望从根本上减少企业的盈余管理行为,提高财务报告的信息含量,改善资本市场的信息效率。根据以上分析,本文提出假设 2:

假设 2:会计准则变革能够一定程度上改善我国资本市场存在的“功能锁定”现象。

如果该假设得证,那么会计准则变革是否真的通过改善资本市场信息环境对投资者决策形成影响?投资者是否能从纷繁复杂的信息中找到准则变革带来的增量信息和有价值的信息,进而修正对财务报表的认识,指导投资决策?众所周知,投资者的判断和决策的结果不仅依赖市场的信息环境,更重要的是投资者自身的专业知识和判断力,因此,相对于普通投资者来说,机构投资者对信息的捕捉和判断更加敏锐和准确,拥有的知识也更加完善,决策手段更加先进。如果会计准则变革从根本上改善了信息环境,则该信息环境会给机构投资者决策带来更大变化,因此,机构持股比例较高的上市公司,准则变革对其“功能锁定”的抑制作用会更加明显,据此,提出假设 3:

假设 3:会计准则变革后,相比机构持股比例低的上市公司,机构持股比例高的上市公司存在的“功能锁定”现象能够被更好地抑制。

四、研究设计与实证检验

本研究首先考察会计准则变革前后 12 年间,我国证券市场股票收益在年报公布前后 10 天的短期市场表现,通过对平均超额收益率的 t 检验,验证我国上市公司年度财务报告是否具有信息含量。在获得财务报告能够对投资者决策产生影响的证据后,本文继续检验了 2003~2013 年间,年报公布日前后 5 天的盈余反应系数的影响因素,并引入交叉变量,采用混合效应模型检验三个假设。该研究设计的目的是考察盈余质量对我国资本市场上信息效率的影响,并验证会计准则变革在该影响过程中的积极作用。

(一)样本选取、变量说明与模型设定

首先,在检验我国上市公司财务报告信息含量的研究中,本文选取了 2001~2012 年间,共 12

年 9409 个样本。样本选取范围是全部 A 股上市公司,对样本做如下处理:(1)剔除非正常交易的样本^①;(2)剔除金融行业上市公司;(3)剔除交易日不足以估算股票期望收益率 E(R)的样本;(4)剔除年报公布日至公布后 5 日内均无交易的样本。在采用混合效应模型检验本文的基本假设时,采用了 2002~2012 年年报数据和次年盈余报告公布日前后窗口期的收益数据作为研究的主要对象并进一步剔除了:2008 年处于金融危机期间的样本;模型中涉及的变量存在缺失的样本。最终样本所在区间为 10 年,共 6633 个样本,包含证监会行业分类标准下的 12 个行业,数据来自国泰安 CSMAR 数据库。

本文主要模型的被解释变量为窗口期内证券的累计超额收益率,解释变量为上市公司前一年的未预期盈余、衡量分析师盈余预测信息的变量以及度量财务报告信息质量的盈余管理程度变量、会计准则变革哑变量。另外,还包括影响盈余反映系数的其他控制变量。

1.窗口期累计超额收益率

本文首先采用公司年度财务报告披露日^②前后 10 个交易日,共 21 天的股票日收益数据,计算窗口期超额收益率,从而检验上市公司财务报告的信息对股票收益产生的影响,即盈余的信息含量。在计算个股的超额收益率时,采用市场模型。

2.未预期盈余

本文采用幼稚模型(Naive Model)求出上市公司期望盈余,选取了度量盈余表现的三种指标,即每股收益,总资产收益率和净资产收益率。未预期每股收益作为主检验中的解释变量,未预期总资产收益率和未预期净资产收益率作为稳健性检验中的替换变量。

3.盈余质量度量变量

本文采用盈余管理程度度量财务报告的信息质量,将盈余管理分为应计盈余管理和真实盈余管理。采用截面 Jones 模型计算操纵性应计,根据 Roychowdhury(2006)对真实盈余管理分类估计的方法,计算异常经营活动净现金流、异常产品成本和操控性期间费用。再根据 Cohen(2008)合成综合度量指标的方法,用如下公式计算真实盈余管理代理变量:

$$REM = \text{异常产品成本} - \text{异常经营活动净现金流} - \text{操控性期间费用}$$

本文将度量应计盈余管理程度的操纵性应计数值取绝对值得到 DA,并在行业范围内将 DA 排序等分为两组,将操纵性应计绝对值高的组设为 1,低的组设为 0。对真实盈余管理的度量变量 REM 也做了相同的处理。

4.会计准则变革哑变量

根据前文分析,我国企业会计准则变革后,信息披露质量、投资者的信息挖掘和获取渠道以及股票价格中的特质信息含量均受到一定程度的影响。因此,我们根据年份,将准则变革事件设置成虚拟变量。2007 年之前设为 0,2007 年(含 2007)~2012 年间设为 1。

5.机构投资者持股

针对每家上市公司,采用年底公布的机构投资者持股比例的合计数作为度量机构投资者持股比例的代理变量,在检验假设 3 时,对机构投资者持股比例取研究期间历年持股比例的均值,再按照持股比例均值的高低分别取上下 25%分位的样本公司构成对照组。

本文模型采用的全部变量具体定义如表 1 所示。

对 MB、PE、Turnover、FR、Age、OC 这些连续型变量均在行业内排序,并将观测值 11 等分,再进行如下转换:

① 非正常交易的样本是在研究的窗口期,被冠以 ST、*ST、S、SST、S*ST 的样本。

② 如果财务报告披露当日无交易,就推至窗口期后的第一个交易日作为基准日,最多推至第五日。

表 1 主要变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
CAR	累计超额收益率	盈余公告窗口期内,股票的日超额收益率之和
UE	未预期盈余	采用随机游走模型计算的,公司当年未预期盈余
Earnings	真实盈余	采用三个指标,分别为每股收益 EPS,总资产收益率 ROA 和净资产收益率 ROE 来度量
CAS	准则变革	虚拟变量,准则变革前的年份取 0,准则变革后取 1
DA	操控性应计	由修正的 Jones 模型计算的操控性应计利润的绝对值,等分为高低两组,高组设为 1,低组为 0
REM	真实盈余管理	采用 Roychowdhury(2006)和 Cohen(2008)计算方法,并取绝对值,等分为高低两组,高组设为 1,低组为 0
MB	市净率	年底股票市值与年报公布的净资产之比
PE	市盈率	股价与每股收益的比值
Turnover	换手率	上市公司股票日换手率之和
BETA	证券的系统性风险	采用窗口期第一个交易日之前 60 个交易日作为估计期,利用模型(2),计算出系数 a_1
FR	财务风险	预测的目标年份,上市公司年末资产负债率
Age	上市年限	公司上市年数
FH	机构投资者持股	年底披露的机构投资者持股百分比的合计数
Size	公司规模	上市公司年末总市值的自然对数
OC	股权集中度	目标年份前 3 位大股东持股比例之和
State	实际控制人性质	实际控制人如果为国家,则取 1,否则取 0
LossDum	是否亏损	虚拟变量,在预测的目标年份,上市公司 ROE 为负,则取值为 1,否则取 0
AQ	审计质量	虚拟变量,由中国 2012 年审计事务所综合评价中排名前四位的事务所进行审计的公司取 1,否则取 0
Ind	行业虚拟变量	按照证监会行业分类标准,除制造业按二级行业编码划分 10 类外,其余 11 个行业以一级编码为准,共设置 20 个行业虚拟变量
Year	年份虚拟变量	研究样本为 2002~2012 年间共 10 年的数据,共设置 9 个年份虚拟变量

$$D(X)_i = \frac{\text{变量 } X \text{ 中 } i \text{ 的等级}}{10} - 0.6 \quad (1)$$

经过转换,这些变量均服从均值为 0,方差为 1 的正态分布,能够避免变量存在的极端值对实证结果的影响。

本文采用了事件研究法和相关分析,研究方法和模型建立在对 Francis and Krishnan(1999)以及 Arunachalam and Beck(2002)模型的修正基础之上。

首先,本文基于盈余反应系数的基本模型,加入当期盈余变量和若干描述上市公司基本面情况的控制变量,并在控制了行业和年份的基础上,考察了我国资本市场上年度财务报告的信息含量。盈余反应系数模型在针对盈余的信息含量的研究中被广泛运用,系数 β 为模型斜率,代表未预期

与年报公布窗口期累计超额收益率的相关性,即盈余反应系数(Earnings Response Coefficients,ERC)。

$$CAR_{i,j} = \alpha + \beta UE_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad j=2001, 2002, \dots, 2012 \quad (2)$$

其中, $CAR_{i,j}$ 为 i 公司 j 年的财务报告在 $j+1$ 年的发布日前后,窗口期(-5,5)的累计超额收益率; $UE_{i,j}$ 为 j 年财务报告中的未预期盈余, $\varepsilon_{i,j}$ 为残差项。

为检验我国资本市场存在的基于当期盈余的“功能锁定”现象,本研究首先在以上盈余反应系数的基本模型中加入公司当期盈余存量作为解释变量,目的是考察窗口期内股票收益率是否“功能锁定”于个股的当期盈余数字,而忽视盈余报告的增量信息:

$$\begin{aligned} CAR^{(-5,5)}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 Earnings_{i,t} + \beta_3 D(MB)_{i,t} + \beta_4 D(PR)_{i,t} + \beta_5 D(Turnover)_{i,t} \\ & + \beta_6 BEA_{i,t} + \beta_7 D(FR)_{i,t} + \beta_8 (Age)_{i,t} + \beta_9 D(Size)_{i,t} + \beta_{10} State_{i,t} \\ & + \beta_{11} LossDum_{i,t} + \beta_{12} AQDum_{i,t} + \sum_{m=13}^{21} \beta_m Year_{i,t} + \sum_{n=22}^{41} \beta_n Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

为进一步检验我国会计准则变革对财务报告信息含量的影响,本研究在以上模型的基础上,再加入会计准则变革哑变量,并与未预期盈余变量构成交互项。另外,为验证本文假设2,将应计盈余管理和真实盈余管理的度量变量分别与未预期盈余相乘,形成两项交互项,同时引入模型(3),考察两种盈余管理方式对盈余反应系数产生的影响,并对两种方式进行比较。从而形成模型(4):

$$\begin{aligned} CAR^{(-5,5)}_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 UE_{i,t} + \gamma_2 Earnings_{i,t} + \gamma_3 UE_{i,t} \times CAS_t + \gamma_4 UE_{i,t} \times D(DA)_{i,t} \\ & + \gamma_5 UE \times D(REM)_{i,t} + \sum_{k=6}^{16} \gamma_k Control\ variables_{i,t} + \sum_{l=17}^{36} \gamma_l Ind_{i,t} + \delta_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

针对假设3,本文设计了如下两个模型来检验会计准则变前后,盈余质量与财务报告信息含量关系有何变化,旨在考察会计准则变革对“功能锁定”现象的影响。具体采用了未预期盈余、盈余质量与准则变革哑变量三项交互,来分别考察新会计准则对两种盈余管理方式下,“功能锁定”现象是否存在抑制作用:

$$\begin{aligned} CAR^{(-5,5)}_{i,t} = & \theta_0 + \theta_1 UE_{i,t} + \theta_2 Earnings_{i,t} + \theta_3 UE_{i,t} \times D(DA)_{i,t} + \theta_4 UE_{i,t} \times D(DA)_{i,t} \times CAS_t \\ & + \sum_{p=5}^{15} \theta_p Control\ variables_{i,t} + \sum_{q=16}^{35} \theta_q Ind_{i,t} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} CAR^{(-5,5)}_{i,t} = & \omega_0 + \omega_1 UE_{i,t} + \omega_2 Earnings_{i,t} + \omega_3 UE_{i,t} \times D(REM)_{i,t} + \omega_4 UE_{i,t} \times D(REM)_{i,t} \times CAS_t \\ & + \sum_{p=5}^{15} \omega_p Control\ variables_{i,t} + \sum_{q=16}^{35} \omega_q Ind_{i,t} + \sigma_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

(二)各窗口期平均超额累计收益率分析

本文依据年份,将上市公司按照盈利和亏损进行分组。并计算了不同窗口期股票的平均超额累计收益率:

$$CAR^{(d_1, d_2)} = \frac{1}{n} \sum_{t=d_1}^{d_2} \sum_{i=1}^n AR_{i,t} = \sum_{t=d_1}^{d_2} AAR_t \quad (7)$$

根据表2可以看出,我国资本市场中,投资者对盈余公告给予的评价和判断存在较大差异。对于盈余的反应普遍集中于盈余公告日之前的5个交易日和公告日后的5个交易日。尤其是在2007年新会计准则实施以后,盈余公告的短期市场反应更强,这初步证明了,新会计准则颁布实施后,我国投资者对于财务报告的信息质量表现出一定的信心,对于公司价值的评估更多参考了当期的报告盈余。

表 2 各窗口期的平均超额累计收益率

年份	盈利情况	样本数	(-20,20)	(-10,10)	(-5,10)	(-5,5)	(-3,3)
2003	Loss	291	-0.0139	-0.0087	-0.0078	-0.0015	-0.0010
	Win	229	-0.0330	-0.0231	-0.0166	0.0162	-0.0125
2004	Loss	345	0.0332	0.0197	0.0161	0.0130	0.0095
	Win	287	0.0255	0.0121	0.0112	0.0048	0.0051
2005	Loss	339	0.0061	-0.0055	-0.0051	-0.0080	-0.0071
	Win	333	0.0192	-0.0061	-0.0010	-0.0103	-0.0049
2006	Loss	280	-0.0114	-0.0092	-0.0056	0.0031	-0.0018
	Win	313	0.0355	0.0056	0.0004	-0.0014	-0.0012
2007	Loss	342	0.0507	0.0341	0.0209	0.0158	0.0040
	Win	315	0.0277	0.0304	0.0261	0.0204	0.0093
2008	Loss	362	-0.1859	-0.1098	-0.0861	-0.0630	-0.0443
	Win	441	-0.1632	-0.0845	-0.0678	-0.0539	-0.0428
2010	Loss	328	-0.0428	-0.0193	-0.0167	-0.0110	-0.0089
	Win	387	-0.0125	0.0063	0.0044	0.0048	-0.0020
2011	Loss	307	-0.0074	-0.0035	-0.0051	-0.0067	-0.0084
	Win	332	-0.0032	0.0047	0.0016	0.0019	0.0001
2012	Loss	307	0.0439	0.0202	0.0104	0.0082	0.0032
	Win	365	0.0092	0.0010	-0.0001	0.0016	-0.0019
2013	Loss	369	0.0278	0.0071	0.0066	-0.0019	-0.0014
	Win	361	0.0106	-0.0017	-0.0017	0.0003	-0.0008

注:表中粗体部分为符合预期的市场反应结果,即平均累计超额收益率与上一期盈余的符号相同,当期盈余为正的,盈余公告日前后的窗口期内股票的超额收益为正;当期盈余为负的公司,盈余公告日前后的窗口期内股票的超额收益为负。

(三)我国财务报告信息含量的初步检验

本文检验了我国上市公司 2001 年《企业会计制度》颁布至今,财务报告的信息含量状况。首先,在陈晓等(1999)的研究方法基础上,分年度考察各年窗口期内平均超额收益率是否显著异于零,表 3 列报了 2002~2013 年间,各年年报公告日前后 21 个交易日平均超额收益率 t 检验结果;其次,进行了盈余公告效应的回归分析,主要采用盈余公告中个股的未预期盈余对每日个股超额回报率进行回归,具体模型为:

$$AR_{i,t} = a + bUE_EPS_{i,t} + c_{i,t} \quad (8)$$

由 t 检验和回归的结果可以发现以下特点:一是年报公布当日,股票的平均超额收益率都显著异于零,初步说明我国上市公司财务报告披露的盈余信息具有信息含量。具体来看,2007 年以后,年报公布带来的股价反应要强于 2007 年之前。在 2007~2008 年间我国股市经历了大幅的涨跌冲击,股价对信息表现出异常敏锐的反应,在 2009 年之后股价波动也表现出强烈的年报公告效应。二是窗口期内每日的 R² 普遍偏低,与国外资本市场研究和陈晓等(1999)的研究存在明显差异,差异的原因一方面可能是我国资本市场上信息效率与国外成熟资本市场相比仍然偏低,另一方面可能是上市公司的数量在近十年有较大幅度的增加,导致在年报集中公布的几日内出现信息过

表3 窗口期平均超额收益率t检验结果及回归模型R²

日期	年份										R ²		
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011		2012	2013
-10	-0.095	-1.552	0.725	-0.098	0.320	1.404	-4.251 ^{***}	-0.736	-0.769	0.985	1.355	0.118	0.000104
-9	-0.510	-1.183	-0.053	-1.923 [*]	-0.886	1.394	-5.491 ^{***}	-1.584	1.255	-2.324 ^{***}	1.560	1.288	0.000086
-8	-1.722 [*]	-0.536	0.464	-0.044	1.221	2.408 ^{**}	-5.225 ^{***}	-1.296	-1.320	1.995 ^{**}	2.297 ^{**}	-0.006	0.000072
-7	0.918	-2.114 ^{**}	2.292 ^{**}	1.448	-0.324	-0.442	-2.414 ^{**}	-1.274	-0.399	0.553	2.405 ^{**}	0.255	0.000063
-6	-1.483	-1.373	0.251	-1.106	0.437	3.053 ^{***}	-2.465 ^{**}	-1.655 [*]	1.828 [*]	1.589	1.535	-1.151	0.000010
-5	-1.597	-0.669	0.382	-0.831	-0.343	4.075 ^{***}	-3.199 ^{***}	-1.097	1.006	2.104 ^{**}	1.695 [*]	-0.830	0.000185
-4	0.529	-0.585	0.920	-1.617	-0.286	2.611 ^{***}	-0.473	0.217	0.608	0.385	2.743 ^{***}	-0.505	0.001325
-3	0.635	-1.311	1.319	-0.740	-0.043	3.186 ^{***}	-1.955 [*]	-0.281	1.866 [*]	0.925	2.311 ^{**}	0.372	0.001690
-2	1.183	-1.375	2.949 ^{***}	-2.289 ^{**}	-0.631	2.734 ^{**}	-1.106	-0.357	2.559 ^{**}	3.130 ^{***}	3.402 ^{***}	2.435 ^{**}	0.002471
-1	0.576	-0.921	-0.433	-1.564	0.884	1.818 [*]	-2.011 [*]	-0.034	-0.399	2.056 ^{**}	3.550 ^{**}	3.077 ^{***}	0.001265
0	1.690 [*]	-4.475 ^{***}	-2.139 ^{**}	-1.897 [*]	-1.878 [*]	-7.725 ^{***}	-8.762 ^{***}	-6.369 ^{***}	-5.781 ^{***}	-6.686 ^{***}	-5.953 ^{***}	-3.453 ^{***}	0.002642
1	2.242 ^{**}	-2.404 ^{**}	2.636 ^{***}	-0.835	-0.355	1.472	-8.169 ^{***}	-4.414 ^{***}	0.041	-0.579	-0.446	-0.571	0.000344
2	-0.470	-1.460	2.811 ^{***}	0.103	1.028	3.056 ^{***}	-7.911 ^{***}	-2.129 [*]	0.035	2.191 ^{**}	0.125	0.398	0.000549
3	-0.735	-0.617	2.425 ^{**}	1.732 [*]	1.706 [*]	2.003 [*]	-5.768 ^{***}	-2.624 ^{***}	-0.939	-0.716	-0.712	-0.886	0.001533
4	-0.695	-0.308	1.427	-0.085	1.328	2.177 [*]	-6.208 ^{***}	-3.826 ^{***}	3.092 ^{***}	-1.287	-1.436	1.448	0.000517
5	-0.617	-1.294	1.216	0.994	0.206	1.184	-4.044 ^{**}	-1.565	0.130	-0.006	1.206	-1.390	0.000517
6	1.083	-0.898	-0.386	2.821 ^{***}	-1.414	2.684 ^{**}	-4.216 ^{***}	-1.632	1.342	0.509	-0.692	-0.290	0.000076
7	1.110	-1.377	3.785 ^{***}	1.609	-0.952	0.267	-3.650 ^{***}	-0.670	-0.710	0.726	-1.196	2.629 ^{***}	0.000067
8	-0.077	-0.838	0.580	1.298	-0.317	-0.606	-3.805 ^{***}	-7.415 ^{***}	-3.168 ^{***}	-0.273	0.617	1.533	0.000094
9	-1.049	-0.754	0.631	0.432	0.273	0.445	-2.995 ^{***}	-2.345 ^{**}	-0.553	-0.311	0.908	0.405	0.000057
10	2.140 ^{**}	-1.773 [*]	2.000 ^{**}	2.021 ^{**}	0.388	1.099	-2.909 ^{**}	-3.433 ^{***}	-0.238	0.642	1.869 [*]	0.927	0.000960

注:表格内为平均超额收益率于零的t-test得到的t值,***、**、*分别表示统计检验在0.01、0.05、0.1水平上显著。

载和冗余,使股票价格呈现不规律的波动,同时带来未预期盈余的信息对股票收益的影响较弱。三是在公告日当天, R^2 达到了研究窗口(-10,10)的最大值,说明盈余公告日存在系统性的信息效应^①。

(四)会计准则变革对资本市场“功能锁定”现象的影响研究

1.基于当期盈余的“功能锁定”现象

表4中模型(3)的检验结果显示,在控制了行业和年份变量后,通过每股收益计算的未预期盈余与窗口期内累计超额收益在5%的水平下呈显著负相关关系;财务报告中每股收益数值与累计超额收益在1%的显著性水平下显著正相关,相关系数为0.008。该检验结果说明,我国上市公司的

表4 会计准则变革对资本市场“功能锁定”现象的影响检验(EPS)

变量	变量(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
UE_EPS	-0.01**(-2.43)	-0.010(-1.12)	-0.015***(-2.75)	-0.016***(-2.78)
EPS	0.008*** (2.95)	0.007** (2.24)	0.008** (2.43)	0.008*** (2.61)
UE_EPS×CAS		-0.018*(-1.94)		
UE_EPS×D(DA)		0.009(1.21)	0.013(0.93)	
UE_EPS×D(REM)		0.016** (2.11)		0.050*** (3.42)
UE_EPS×D(DA)×CAS			-0.003(-0.22)	
UE_EPS×D(REM)×CAS				-0.044*** (-3.05)
D(MB)	0.039*** (6.81)	0.038*** (6.77)	0.039*** (6.83)	0.038*** (6.77)
D(PE)	-0.003** (-2.20)	-0.003** (-1.98)	-0.003** (-2.24)	-0.002* (-1.78)
D(Turnover)	-0.007(-1.36)	-0.008*(-1.67)	-0.008*(-1.68)	-0.008*(-1.76)
BETA	0.01** (2.16)	0.009** (2.09)	0.009** (2.09)	0.009** (2.08)
D(FR)	-0.008* (-1.84)	-0.008* (-1.67)	-0.008* (-1.78)	-0.008* (-1.68)
D(Age)	0.011** (2.15)	0.009* (1.80)	0.009* (1.80)	0.009* (1.89)
D(Size)	-0.019*** (-3.39)	-0.019*** (-3.50)	-0.020*** (-3.54)	-0.020*** (-3.55)
D(OC)	0.030*** (4.18)	0.023*** (4.51)	0.023*** (4.61)	0.023*** (4.50)
State	-0.007*** (-2.61)	-0.006** (-2.48)	-0.006** (-2.45)	-0.006** (-2.49)
LossDum	0.004(1.48)	0.004(1.52)	0.004(0.150)	0.004(1.41)
AQDum	-0.001(-0.18)	-0.000(-0.01)	-0.000(-0.01)	-0.000(-0.04)
Constant	1.721(1.48)	-0.014** (-2.06)	-0.014** (-2.05)	-0.014** (-2.07)
Year	Yes	-	-	-
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
F	4.92***	4.97***	4.82***	5.16***
R ²	0.0276	0.0289	0.0278	0.0298
N	6633	6633	6633	6633

注:(i)***、**、*分别表示统计检验在0.01、0.05、0.1水平上显著。(ii)表中括号内的数字表示经过white异方差修正的稳健标准误计算的t值。(iii)为检验变量之间是否存在多重共线性问题,对各模型回归后还计算了各变量的方差膨胀因子VIF,最大值为3.48、6.27、5.81、8.24,未超过10,均值分别为1.75、1.93、1.90、2.04,表明不存在多重共线性,限于篇幅,表中未披露。(iv)由于模型中包含的会计准则变革哑变量与年份有密切联系,为了避免多重共线性,模型(4)~(6)并未控制年份差异。

^① 陈晓等(1999)也得出了同样的结论,说明无论是《企业会计制度》实施之前还是之后,我国上市公司财务报告都同样具有一定的信息含量,验证了财务报告信息的有用性。

投资者在公司发布盈余公告时,普遍关注一个行业中当期盈余较高(或者较低)的公司,并给予更高(或更低)的估值,而很少关注未预期盈余带来的增量信息。因此,存在报表中基于当期盈余的“功能锁定”现象,即投资者锁定当期盈余信息,而忽视盈余的动态表现,从而对公司的成长性关注不够,这不利于一些处于成长期的上市公司股票获得合理的估值。

2. 基于盈余质量的“功能锁定”现象

表4中模型(4)的回归结果显示:在加入会计准则变革变量CAS、盈余质量变量D(DA)以及D(REM)后,未预期盈余UE_EPS的系数不再显著;交乘项UE_EPS×CAS的系数为-0.018,并在10%的显著性水平下显著。这说明会计准则变革后,基于当期盈余的“功能锁定”现象更加明显。

观察盈余质量变量与未预期盈余的交乘项系数可知,UE_EPS×D(DA)和UE_EPS×D(REM)的系数均显著为正,即盈余管理程度低的上市公司,窗口期内的股票收益未能充分反映未预期盈余的信息,而对于信息质量较差,即盈余管理程度较高的上市公司,在盈余公告日附近的股票价格调整却能够反映未预期盈余的信息。此种现象说明,盈余质量差的公司,其通过盈余管理创造的盈余增量能够影响投资者对于其未来收益的理解,从而带来相应的股价调整。这也反映出,我国资本市场上的投资者普遍无法“看穿”财务报告中的盈余信息,对于盈余管理程度较高的公司,并不能识别其盈余中的非持续部分,从而带来基于盈余质量的“功能锁定”现象,即较低的信息效率和错误的股票定价。基于此,假设1及两个子假设1a和1b得证。

另外,E_EPS×D(DA)的系数为0.009,而UE_EPS×D(REM)的系数为0.016,且后者的显著性更强。以上结果说明,相对于应计盈余管理,真实盈余管理能够导致更加严重的“功能锁定”现象,即假设1c得证。

3. 会计准则变革对“功能锁定”的影响

模型(5)、(6)中,在控制了其他因素后,未预期盈余UE_EPS的系数与模型(3)相似,仍然显著为负;盈余的存量信息,即当期每股收益与窗口期内累计超额收益率呈显著正相关关系。在模型(4)的基础上,将会计准则变革变量CAS作为调节变量,分别在模型(5)和(6)中考察两种盈余管理方式下,准则变革对信息质量和盈余反应系数之间关系的影响。回归结果分别反映了会计准则变革对资本市场“功能锁定”现象的影响:一是UE_EPS×D(DA)和UE_EPS×D(DA)×CAS的系数分别为0.013、-0.003,但均不显著,二者的符号相反一定程度上说明,会计准则变革后,基于应计盈余管理的“功能锁定”现象有所削弱。二是UE_EPS×D(REM)和UE_EPS×D(REM)×CAS的系数分别为0.05和-0.044,符号相反且均在1%的水平下显著相关,这说明会计准则变革后,企业基于真实盈余管理的“功能锁定”现象得到抑制。虽然真实盈余管理程度高的上市公司,其盈余反应系数仍然高,但后者对前者变化表现出的敏感性已经显著降低,即投资者已不再对那些盈余质量较差公司当期的财务信息表现出较强的反应,不会在企业“内部人”的盈余欺瞒行为下,根据质量较低的盈余数字调整股票投资决策。

4. 准则变革对“功能锁定”抑制作用的分组检验

通过对样本期内上市公司每年发布的机构持股比例总额进行排序,取每年机构持股比例排名最高的25%与最低的25%的上市公司形成对照组进行分组检验。从表5的检验结果可以看出,虽然未预期盈余的系数都显著为负,盈余质量与未预期盈余的交乘项系数都在1%的水平上显著为正,且系数更高,说明盈余管理程度越高的上市公司,其盈余反应系数也越高,在准则变革前,“功能锁定”问题严重。但UE_EPS×D(DA)×CAS和UE_EPS×D(REM)×CAS的系数均在1%的水平上显著为负,说明会计准则变革对两种盈余管理的“功能锁定”均有明显的抑制作用。相反,对照的低机构持股组并没有体现出准则变革的作用,即假设3得证。

表 5 按机构持股高低进行分组检验

变量	高机构持股组		低机构持股组	
	模型(5)	模型(6)	模型(5)	模型(6)
UE_EPS	-0.016*(-1.68)	-0.031***(-2.86)	-0.028**(-2.08)	-0.021(-1.10)
EPS	0.005(1.37)	0.004(1.2)	0.009(0.5)	0.006(0.30)
UE_EPS×CAS				
UE_EPS×D(DA)	0.075*** (2.86)		-0.54(-1.02)	
UE_EPS×D(REM)		0.131*** (5.12)		0.037(1.31)
UE_EPS×D(DA)×CAS	-0.068***(-2.68)		0.090*(1.7)	
UE_EPS×D(REM)×CAS		-0.106***(-4.29)		-0.035(-1.49)
D(MB)	0.014(1.22)	0.013(1.17)	0.045*** (3.98)	0.045*** (3.92)
D(PE)	-0.004(-1.14)	-0.005(-1.32)	-0.001(-0.28)	0.000(0.04)
D(Turnover)	-0.030***(-2.92)	-0.029***(-2.82)	0.015(1.56)	0.014(1.42)
BETA	0.014*(1.75)	0.014*(1.89)	0.009(-0.04)	-0.000(-0.00)
D(FR)	0.002(0.17)	0.002(0.27)	-0.003(-0.36)	-0.002(-0.22)
D(Age)	0.003(0.36)	0.004(0.46)	0.028** (2.48)	0.029** (2.5)
D(Size)	-0.025*(-1.94)	-0.023*(-1.8)	-0.036***(-2.76)	-0.036***(-2.77)
D(OC)	-0.006(-1.23)	-0.007(-1.43)	-0.012*(-1.95)	-0.011*(-1.9)
State	0.003(0.25)	0.003(0.27)	0.036*** (3.47)	0.033*** (3.2)
LossDum	0.006(1.23)	0.006(1.22)	-0.003(-0.46)	-0.003(-0.45)
AQDum	-0.006(-0.68)	-0.006(-0.75)	-0.009(-0.66)	-0.10(-0.69)
Constant	-0.010(-0.76)	-0.012**(-2.06)	-0.014(-0.94)	-0.014(-0.93)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
F	2.11***	1.97***	2.22***	2.07***
R ²	0.0425	0.0497	0.0483	0.0433
N	1593	1593	1593	1593

注:(i)***、**、* 分别表示统计检验在 0.01、0.05、0.1 水平上显著。(ii)表中括号内的数字表示经过 white 异方差修正的稳健标准误计算的 t 值。(iii)为检验变量之间是否存在多重共线性问题,对各模型回归后还计算了各变量的方差膨胀因子 VIF,结果不存在多重共线性,限于篇幅,表中未披露。

五、稳健性检验

为确保实证结论的稳健性,本文还进行了以下两项稳健性检验,结果并未对主要结论造成影响。

(一)替换解释变量

对于财务报告中衡量盈余绝对量和未预期盈余的财务指标,本文分别用总资产收益率(ROA)和净资产收益率(ROE)代替每股收益(EPS),四个模型的检验结果见表 6 和表 7。由于控制变量的回归结果与表 4 相近,限于篇幅,未披露控制变量的系数、显著性水平等相关结果。

表6和表7的检验结果显示,替换了盈余的度量指标,实证检验的结果没有发生明显的改变,存在的差异有以下两个方面:一是关于模型(6)中交乘项的结果,在以ROA为盈余度量变量时,

表6 会计准则变革对资本市场信息效率的影响检验(ROA)

变量	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
UE_ROA	-0.70**(-2.43)	-0.101*(-1.80)	-0.094***(-3.06)	-0.056*(-1.83)
ROA	0.131*** (3.65)	0.124*** (3.48)	0.130*** (3.61)	0.136*** (3.75)
UE_ROA×CAS		-0.118**(-2.08)		
UE_ROA×D(DA)		0.121** (2.26)	0.138 (1.01)	
UE_ROA×D(REM)		0.069 (1.27)		0.465*** (3.31)
UE_ROA×D(DA)×CAS			0.087 (0.54)	
UE_ROA×D(REM)×CAS				-0.547***(-3.08)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	1.396	-0.019**	-0.019**	-0.019**
Year	Yes	—	—	—
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
F	4.87***	5.10***	4.97***	5.02***
R ²	0.0287	0.0305	0.0295	0.0303

注:(i)***、**、*分别表示统计检验在0.01、0.05、0.1水平上显著。(ii)表中括号内的数字表示经过white异方差修正的稳健标准误计算的t值。

表7 会计准则变革对资本市场信息效率的影响检验(ROE)

变量	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
UE_ROE	-0.035***(-2.88)	-0.035(-1.51)	-0.055***(-3.38)	-0.042***(-2.82)
ROE	0.066*** (3.45)	0.061*** (3.24)	0.064*** (3.33)	0.067*** (3.44)
UE_ROE×CAS		-0.041*(-1.67)		
UE_ROE×D(DA)		0.032*(1.77)	0.035 (1.18)	
UE_ROE×D(REM)		0.021 (0.93)		0.075*(1.88)
UE_ROE×D(DA)×CAS			-0.001(-0.04)	
UE_ROE×D(REM)×CAS				-0.079*(-1.88)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	1.396	-0.017**	-0.018**	-0.018**
Year	Yes	—	—	—
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
F	4.87***	4.91***	4.84***	4.88***
R ²	0.0289	0.0298	0.0292	0.0299

注:(i)***、**、*分别表示统计检验在0.01、0.05、0.1水平上显著。(ii)表中括号内的数字表示经过white异方差修正的稳健标准误计算的t值。

UE_ROA×D(REM)和UE_ROA×D(REM)×CAS的系数分别为0.465和-0.547;在以ROE为盈余度量变量时,UE_ROE×D(REM)和UE_ROE×D(REM)×CAS的系数分别为0.075和-0.079,且均在1%的水平下显著。这与前文采用EPS的结果略有不同,后者的绝对值均大于前者。这说明会计准则改变了盈余质量与盈余反应系数的关系。在会计准则变革前,盈余质量越差的公司,其盈余反应系数越高,呈现出严重的“功能锁定”现象;而会计准则变革后,盈余质量越差的公司,其盈余反应系数越低,“功能锁定”现象得到很好的抑制,市场信息效率提升。二是关于模型(4)中的交乘项结果,应计盈余管理和真实盈余管理分别与未预期盈余的交乘项系数并未支持假设1c,应计盈余管理程度与未预期盈余的交乘项UE_ROA×D(DA)和UE_ROA×D(DA)的系数分别为0.121、0.032,且均显著为正,而真实盈余管理与未预期盈余的交乘项系数UE_ROA×D(REM)和UE_ROE×D(REM)虽为正,但不显著。这说明应计盈余管理下,盈余质量越差的上市公司,盈余反应系数越高,而真实盈余管理却未表现出这种特征,因此,应计盈余管理带来的“功能锁定”现象要更加严重。

就以上两点差异来说,并未影响本文的主要论点的论证,本文的稳健性检验能够支持前文的实证结论。

(二)改变控制变量的度量方式

前文中对于连续型控制变量,采取了分级赋值的方式,将变量MB、PE、Turnover、FR、Age、OC排序并进行十等分和标准化处理。在稳健性测试里,将这些连续型变量取原值,并对存在异常值的市盈率(MB)和市净率(PE)进行双侧5%的缩尾处理。实证结果并未发生改变,限于篇幅,该稳健性测试的结果未予以列示。

六、结论与研究启示

根据前文的理论分析和实证检验,本文得出以下结论和研究启示:

(一)研究结论

本文以2001~2012年间,共12年的数据作为研究对象,考察我国资本市场的基于当期盈余和基于盈余质量的“功能锁定”现象,并检验会计准则变革后这两种“功能锁定”现象是否得到削弱或有效抑制,使资本市场信息效率得到提升,促进资本合理配置。研究结论由以下四方面构成:

首先,2001年《企业会计制度》实施至今,我国上市公司的财务报告确实具有信息含量,包含决策有用信息,能够影响资本市场投资者的定价决策。

其次,利用年度财务报告中的盈余信息进行决策时,确实存在较严重的“功能锁定”现象。具体表现为:一是投资者无法识别财务报告中包含的增量信息,而是更加注重当期盈余的绝对量;二是对于盈余质量差的上市公司,投资者无法“看穿”盈余的真实情况,仅根据账面盈余的信息进行投资决策。这两种股票定价决策中的“功能锁定”都将带来股票的错误定价,从而降低资本市场的资源配置效率。

再次,基于盈余质量的“功能锁定”现象在2007年新《企业会计准则》实施前后存在显著差异,即会计准则变革通过改善资本市场的信息环境,一定程度上降低了投资者“功能锁定”的程度,减少了股票市场的错误定价。

最后,相对于机构持股比例低的上市公司,机构持股比例高的公司在会计准则变革前后,应计盈余管理和真实盈余管理的“功能锁定”问题都得到更好的抑制。

(二)研究启示

首先,我国资本市场上财务报告具有信息含量,说明投资者会参考上市公司的定期财务报告

调整自身的投资决策,这也意味着财务报告信息披露质量的提升,能够显著影响我国资本市场的信息环境,提高股票的定价效率。

其次,盈余反应系数显著为正不意味着市场的信息效率就越高,对于利用盈余管理实现的收益增值给予较高的市场估值本身反映了市场对信息处理的低效率。同样,盈余反应系数显著为负也不意味着市场信息效率低,一些公司当期盈余增量较低甚至为负,但其披露的信息真实可靠,盈余不包含“水分”,提高对于此类公司的估值,反而体现了市场对于该类公司的认可和未来成长性的肯定。因此,盈余反应系数与市场信息效率的关系的讨论,要设置在“财务报告信息披露质量”和“投资者认知局限”两个因素作用的框架下。另外,当前国内研究普遍将盈余反应系数作为衡量信息披露质量的一个代理变量应用于相关研究中,这种替代既不准确也不符合实际情况。

再次,会计准则变革前,盈余质量越差的上市公司,反而有更高的盈余反应系数,这说明对于那些采用应计盈余和真实盈余管理手段操纵了盈余的上市公司,其账面盈余反应的信息反而真实地触发了股票价格的同步调整。投资者在具体决策时表现出对盈余真实性的认知局限。2007年以后,此种基于盈余质量的“功能锁定”问题得到缓解,表现为盈余质量与盈余反应系数呈现正相关关系,尤其是那些真实盈余管理程度越高的公司,盈余反应系数越低。这说明那些从事更多真实盈余管理的上市公司并没有如预想般“愚弄”了广大投资者,即投资者或是不再关心,或是不再相信这类公司提供的信息。这种变化不仅意味着市场信息效率的提升,同时也将一定程度上降低企业进行盈余管理的“外部激励”,使管理者在进行盈余管理的“成本-效益”权衡时,能因盈余管理收益小于盈余管理暴露带来的法律诉讼、声誉损失,而放弃从事盈余管理。

第四,本文的结论还反向揭示了一个重要问题,即会计准则变革能改善资本市场的信息环境,通过提供增量信息使投资者定价决策更趋于正确、理性,那么提升企业财务报告的质量就能带来更高的盈余反应系数,使企业的真实盈余通过投资者对信息的理解和决策判断,引导股票价格更加贴近公司的市场价值。投资者的异质性也促使信息传递过程中的效率高低有所不同。会计准则变革要想从深层次、全面、大幅地提高资本市场整体的信息效率,需要投资者普遍提升专业知识储备,逐渐具备科学决策判断的技能。因此,近几年,我国证券市场基于盈余质量的“功能锁定”现象得到一定的抑制,也将逐渐削弱上市公司管理者进行盈余管理的动机,使新会计准则得到更好执行,这种良好的趋势已经产生,只是需要更长的时间才能产生预期效果。

由此可见,会计准则变革能够带来市场信息环境的整体改善,如果准则得到良好执行,我国资本市场的信息效率无疑会产生质的飞跃和提高,因此,从弱化盈余管理动机的角度和社会监管的角度抑制企业的盈余管理行为就成为改善会计准则执行效果的重要途径,也将间接带来资本配置效率的提升。

参考文献

- 陈晓、陈小悦、刘钊(1999):《A股盈余报告的有用性研究——来自上海、深圳股市的实证证据》,《经济研究》,第6期。
- 杜兴强、雷宇、朱国泓(2009):《企业会计准则(2006)的市场反应:初步的经验证据》,《会计研究》,第3期。
- 李增福、黎惠玲、连玉君(2013):《公允价值变动列报的市场反应——来自中国上市公司的经验证据》,《会计研究》,第10期。
- 刘永泽、孙嵩(2011):《我国上市公司公允价值信息的价值相关性——基于企业会计准则国际趋同背景的经验研究》,《会计研究》,第2期。
- 孙嵩、孙光国(2011):《公允价值信息的“功能锁定”现象——基于我国会计准则国际趋同背景的投资行为分析》,《经济管理》,第4期。
- 张先治、于悦(2013):《会计准则变革、企业财务行为与经济发展的传导效应和循环机理》,《会计研究》,第10期。

- 赵宇龙、王志台(1999):《我国证券市场“功能锁定”现象的实证研究》,《经济研究》,第9期。
- Arunachalam, V. and G. Beck (2002): “Functional Fixation Revisited: the Effects of Feedback and A Repeated Measures Design on Information Processing Changes in Response to An Accounting Change”, *Accounting, Organizations and Society*, 27, 1–25.
- Ball, R. (2006): “International Financial Reporting Standards (IFRS): Pros and Cons for Investors”, *Accounting and Business Research*, 36, 5–27.
- Barth, M., W. Landsman and M. Lang (2008): “International Accounting Standards and Accounting Quality”, *Journal of Accounting Research*, 46, 467–498.
- Cohen, D., A. Dey and Z. Thomas (2008): “Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods”, *Accounting Review*, 83, 757–787.
- Daske, H. (2007): “Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences of IFRS Adoptions”, Working Paper.
- Dearman, D. and M. Shields (2005): “Avoiding Accounting Fixation: Determinants of Cognitive Adaptation to Differences in Accounting Method”, *Contemporary Accounting Research*, 22, 351–384.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney (1996): “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC”, *Contemporary Accounting Research*, 13, 1–36.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer (2005): “Economic Effects of Tightening Accounting Standards to Restrict Earnings Management”, *Accounting Review*, 80, 1101–1124.
- Francis, J. and J. Krishnan (1999): “Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism”, *Contemporary Accounting Research*, 16, 135–165.
- Ijiri, Y., R. Jaedicke and K. Knight (1966): “The Effects of Accounting Alternatives on Management Decisions”, *Research in Accounting Measurement*, Edited by Jaedicke, R. et al., American Accounting Association.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976): “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Kellogg, I. and L. Kellogg (1991): *Fraud, Window Dressing, and Negligence in Financial Statements*, Shepard’s /McGraw Hill, Colorado Springs.
- Lang, M., R. Smith and W. Wilson (2006): “Earnings Management and Cross Listing: Are Reconciled Earnings Comparable to US Earnings?” *Journal of Accounting and Economics Conference Issue on Implications of Changing Financial Reporting Standards*, 42, 255–283.
- Roychowdhury, S. (2006): “Earnings Management through Real Activities Manipulation”, *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335–370.
- Schipper, K. (2003): “Principles-based Accounting Standards”, *Accounting Horizons*, 17, 61–72.
- Vergoossen, R. (1997): “Changes in Accounting Policies and Investment Analysts’ Fixation on Accounting Figures”, *Accounting, Organizations and Society*, 22, 589–607.
- Watts, R. and J. Zimmerman (1986): “Positive Accounting Theory”, Prentice-Hall.
- Watts, R. and J. Zimmerman (1990): “Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective”, *Accounting Review*, 65, 131–156.

(责任编辑:马辰 赵一新)