

源于公允价值的盈余波动增加会计信息含量了吗?

吕兆德¹, 宿增睿²

(1. 北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875; 2. 清华大学 经管学院, 北京 100084)

[摘要] 盈余波动是企业最重要的盈余时间序列特征之一, 公允价值的使用会显著改变企业盈余波动水平。这种盈余波动变化对投资者具有正反两个方面的影响: 一方面揭示了企业风险, 提供了增量信息; 另一方面增加了信息风险, 提高了信息不对称程度。使用新会计准则实施前后共 12 年的数据研究源于公允价值的盈余波动对投资者净信息含量的影响, 结果显示: 公允价值确实能够导致企业盈余波动程度增加, 但增加的盈余波动并没有给投资者提供增量会计信息。需要注意的是, 此结论只是针对公允价值所引致的盈余波动信息, 并不能推广到公允价值会计整体的信息含量。

[关键词] 盈余波动; 公允价值计量; 会计信息含量; 信息风险; 企业盈余; 会计计量; 企业价值

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1672-8750(2016)03-0065-10

企业盈余是会计信息的核心指标, 由于企业经济环境、经营行为和会计核算方式的变动, 企业盈余时间序列可能表现为不同过程, 如自回归、随机游走等, 学术界对此并未达成一致意见。但是可以肯定的是, 不同时间点上的盈余会随着时间的推移而产生波动。盈余波动是企业自身风险的表现, 可以用于预测企业估值的预期收益与折现率, 与企业相关利益者的决策具有显著的相关性。

我国 2007 年开始执行的新会计准则在会计确认和计量上有诸多变化, 在多方面强化了为投资者提供与决策相关的、有用的会计信息的理念, 其中公允价值计量属性的扩大运用是最为引人注目的方面^[1]。从世界会计发展上看, 增加公允价值计量已经成为当下会计计量的主要方向, 我国也在 2014 年 7 月实施了《企业会计准则第 39 号——公允价值计量》。根据现有的研究, 公允价值计量的实施会改变盈余数据及其波动性, 而盈余波动与企业价值相关, 那么公允价值导致的盈余波动变化是增加了还是降低了会计信息含量? 这是一个当前还少有研究的问题。本文将对此予以分析。

一、文献综述

按照 Barth 的观点, 会计信息波动性产生的原因有三点: 第一, 经济事项会导致内在波动性; 第二, 会计估计误差会导致波动性; 第三, 由于资产、负债中的项目计量基础不一致, 会产生混合计量波动性^[2]。这些波动性对应不同的信息含义, 公允价值的使用不仅改变了内在波动性的披露结果, 也会造成会计估计误差波动性和混合计量波动性的变动, 这是导致盈余波动的一个重要原因。

(一) 盈余波动的信息含量

会计信息含量是会计信息相关性的主要研究内容, 从实质上看, 如果某会计信息的出现会引起企业估值发生变动(外在表现是股价变动或股票投资收益率变动), 那么该会计信息就具有信息含量。盈余波动的信息含量包括揭示企业风险水平和增加信息风险两个方面。一方面, 谭洪涛等认为盈余

[收稿日期] 2016-01-19

[基金项目] 国家社会科学基金项目(13CGL036); 教育部人文社会科学基金项目(11YJC790132)

[作者简介] 吕兆德(1974—), 男, 天津人, 北京师范大学经济与工商管理学院副教授, 博士, 主要研究方向为财务会计、财务分析; 宿增睿(1991—), 男, 山东青岛人, 清华大学经管学院硕士生, 主要研究方向为财务会计。

波动本身与股票价格显著相关,可以为投资者衡量企业价值提供额外信息,是重要的风险表征^[3]。Brennan 等及周敏等研究发现,盈余波动越大,通常意味着公司经营与财务风险越大^[4-5]。在 Barth 认为的盈余波动来源之中,经济事项导致的内在波动性与企业所在的宏观经济环境、行业环境及企业自身经营行为紧密相关,是造成盈余波动的根本,也是盈余波动的信息价值所在^[2]。因此,内在盈余波动的充分披露可以揭示企业经营风险状况方面的信息,增加会计信息透明度,有助于提升当前的公司市场价值。另一方面,盈余波动增加了投资者对未来盈余推断的困难,构成一种信息障碍,提高了信息不对称程度。Zhang 的研究提出了“信息不确定”效应^[6],即历史信息不确定性与未来股票收益之间存在负相关关系,而盈余波动性是表示信息不确定程度的一个重要指标,波动性越高说明信息不确定性程度越高,人们对未来盈余的判断越困难。Dichev 和 Tang 详细研究了盈余波动性在盈余预测中的作用,在控制了盈余中的极端样本、暂时性项目、行业因素、收入费用配比关系等经济与会计因素后,他们发现盈余波动性与盈余持续性保持负相关关系^[7]。Schipper 的研究发现投资分析师会为了降低分析误差而避免投资盈余波动性强的公司^[8],Badrinath 等发现机构投资者也会回避对高盈余波动性公司的投资^[9]。Lang 等的研究认为这些行为将增加盈余波动性高公司的信息不对称程度,降低市场对公司的估值^[10]。因此,会计信息波动性的增加使得信息风险增大,这会迫使投资者在对企业进行定价时不仅要考虑系统风险,还要考虑信息风险^[11]。

(二) 盈余波动与公允价值

公允价值的使用对盈余波动的披露结果会产生影响。目前国内外在公允价值计量对盈余波动性影响方面的研究对象多集中于银行业,这是因为现有使用公允价值计量的会计项目主要存在于金融资产与金融负债中,而银行业金融资产与金融负债所占比例最高,受公允价值计量的影响更加显著。Barth 等以美国银行业的年度数据为样本,证明了采用公允价值计量证券投资的利得和损失所得到的盈余比基于历史成本的盈余波动性更大^[12]。Landsman 的研究指出,如果采用完全公允价值会计模式确认金融工具的利得和损失,即将 Barth 等关于证券投资的研究成果推及银行其他资产负债,会使监管资本和盈余波动更大^[13]。Bernard 等研究发现,丹麦银行公允价值调整后的盈余波动性是调整前盈余波动性的三到四倍,增加的波动性主要来源于未对长期固定利率债券投资进行套期所产生的利得与损失的波动^[14]。Hodder 等对美国商业银行的研究表明,完全公允价值计量的收益(包括所有金融工具的公允价值变动)波动性比综合收益波动性多两倍,是净利润的五倍^[15]。但是 Fiechtch 的研究认为公允价值的使用减少了资产、负债中的会计配比错误,从而降低了盈余波动性,他检验了 42 个国家的银行样本,发现 IAS39 公允价值选择权的使用降低了企业盈余波动性^[16]。在国内研究方面,黄静如发现我国上市银行应用公允价值扩大了盈余波动^[17]。

此外,我国还有较多的研究分析了公允价值计量的价值相关性,刘永泽和孙嵩发现我国上市公司与公允价值相关的信息具有一定的价值相关性,新会计准则对公允价值的引入在一定程度上提升了财务报告信息的信息含量,公允价值信息的价值相关性未明显受到金融危机的影响^[18]。但是,公允价值计量会导致盈余确认时间和项目都产生变化,进而影响其截面和时间序列数据特征。例如,公允价值计量使得那些当期没有发生交易的资产和负债出现了可以计入利润表的损益,改变了当期利润水平;再有,公允价值计量的增加会改变盈余数据及其波动性。这些变化都会改变市场对企业未来盈余水平和折现率的预测,影响当前市场估值。因此,研究中不仅应关注公允价值总体的价值相关性,还应进一步分析公允价值的相关性究竟来自于哪些对应的具体信息。基于此,本文着重检验了公允价值导致的盈余波动信息是否能够给决策者带来信息增量、能否提升会计信息价值相关性。

二、理论分析与研究假设

本文分析的逻辑是公允价值的使用增加了盈余波动性,我们将研究这种盈余波动性数据的变动

是否导致了股票收益率的显著变动:如果是,则说明源于公允价值的盈余波动具有信息含量,提供了定价所需的信息;如果不是,则说明公允价值的价值相关性来自于公允价值对应的其他信息变化。与之相对应,我们在理论分析的第一部分论述了公允价值与盈余波动的关系,在第二部分论述了源自公允价值的盈余波动的信息含量。

(一) 公允价值和盈余波动

我国《企业会计准则 39 号——公允价值计量》将公允价值定义为市场参与者在计量日发生的有序交易中出售一项资产所能收到或者转移一项负债所需支付的价格。这个定义与国际财务报告准则和美国会计准则的定义几乎相同,是指从市场参与者角度出发形成的脱手价格。虽然公允价值并不表示企业持有的资产、负债实际发生交易的结果,但是最终计量的数值却是以当前市场交易价格为基础的,这就使得实际市场交易(尤其是资本市场交易)价格波动传递进入了会计系统,每期经济业务的会计数据变动幅度增加,影响了企业财务状况和经营成果,提高了会计信息波动水平。

此外,企业经营行为导致的内在波动是盈余波动构成的最主要部分,也是盈余波动的经济意义所在。企业经营行为产生的结果与所在的经济环境、价格体系紧密相关。在历史成本计量模式下,由于谨慎性原则的要求,资产经济价值的下降会被及时确认,上升则得不到确认,而公允价值会计能够更为快捷地反映企业经营环境和经营活动的结果,及时确认所有资产负债的价值变动,迅速形成会计信息,且公允价值计量属性对资产、负债价值的上升和下降都进行确认,对于收益和损失的反映是公允无偏的,这就导致公允价值下的盈余波动水平高于只确认资产价格下降的历史成本下的水平。再有,公允价值计量导致的盈余只改变应计项目,不涉及现金流量,而应计盈余的特点是前期发生的数额会在今后期间反向转回,这也会使得企业盈余波动水平提高。基于以上分析,我们提出研究假设 1。

假设 1:公允价值计量显著增加了企业财务报告的盈余波动程度。

(二) 基于公允价值的盈余波动的信息含量

盈余波动性是盈余时间序列特征之一,其会计信息含量包括揭示企业风险水平和增加信息风险两个方面,前者是增加会计信息含量的正效应,后者是降低会计信息含量的负效应。公允价值引致的盈余波动作为企业总盈余波动的一个部分,自然也会对会计信息含量造成这两方面的影响。

第一,基于公允价值的盈余波动是企业风险的一个表征。在盈余波动的来源中,企业外部经济环境及内部经营活动事项的变化使得企业每期经营业绩出现起伏,造成盈余波动,Barth 称之为内在波动性^[2],它表明了企业的经营风险大小,为会计报表使用者提供了决策相关的信息。在公允价值计量属性下,企业资产和负债能够随着各个项目外部市场价格随时调整,其变动数额计入当期损益,将资产、负债等当前价值变动的信息及时传递进会计系统,提高会计信息的相关性,使得企业盈余波动更接近企业当前面临的真实风险水平,为投资者提供当前市场交易环境、交易结果等历史成本之外的增量信息,从而提升投资者估值的准确性。可见,公允价值的使用增加了会计信息风险相关性,具有信息价值正效应。

第二,基于公允价值的盈余波动可以表示信息风险。Easley 等认为信息风险直接影响资产定价结果^[11]。历史盈余波动越大,则信息风险水平越高,投资者对未来盈余的预测偏差越高,这会抑制市场投资者和分析师对此类股票的参与程度^[8-9],导致未来股票收益水平下降。而且投资者对此类股票的回避,又进一步增加了其信息不对称程度,降低了会计信息价值相关性^[10]。基于此,源于公允价值的盈余波动还有其独特的信息风险。公允价值的使用将企业持有的资产和负债市价信息传递进了会计系统,但是市场价格不仅反映了市场供求关系和资产、负债的当前价值,还涵盖了一切因为交易环境和交易心理而导致的噪音信息。例如,对于使用公允价值计量较多的金融工具,行为金融学表明交易主体是有限理性的,金融工具的交易价格本身不会与其内在价值时刻保持一致,交易噪音在所难免。这就使得公允价值在将当前外部资产、负债内在价值变动信息带入会计系统的同时,也将市场价格中包含的交易噪音一并纳入。而非金融资产的公允价值计量,由于缺乏完善的交易市场,在使用中可能会加入较多的管理

层主观判断,增加会计估计误差,虽然会计估计误差对应的波动性是会计信息波动的一个重要来源,但是这个部分无助于增加决策信息相关性^[2]。因此,公允价值计量对应增加的市场噪音与会计估计必然会改变盈余波动程度,损害会计信息的有用性,使得会计信息使用者难以依据会计盈余判断企业真实经营业绩,阻碍了其对企业未来盈余水平的推断,造成信息负效应。

因此,公允价值的使用是盈余波动的一个来源,它虽然并不改变经济事项导致的内在盈余波动程度,但是这种逐日盯市的披露方法会使得披露结果受到资本市场价格变动、资产交易活跃程度、财务人员主观判断能力等诸多因素的影响。对于会计信息含量而言,一部分是对市场价格波动和经营风险信息的及时反应的正效应,另一部分是传导进入会计系统的市场噪音以及会计估计偏差造成的负效应。这将导致基于公允价值的盈余波动性既揭示了企业风险水平,增加了会计信息含量,同时又增加了信息风险,降低了会计信息含量。因此,对于源于公允价值的盈余波动,其会计信息含量是揭示企业当前风险水平的正信息效应与增加信息风险程度带来的负信息效应两方面作用抵消后的净结果。所以判断由公允价值导致的盈余波动是否能够给决策者带来信息增量价值,这是一个有待于实证解决的问题。由此,我们提出如下的研究假说:

假设 2a:基于公允价值的盈余波动能为会计信息使用者提供有用的增量信息。

假设 2b:基于公允价值的盈余波动不能为会计信息使用者提供有用的增量信息。

三、样本选择与研究设计

(一) 样本选择

本文研究样本为沪深股市 A 股市场 1998—2014 年的上市公司^①,数据来源为 CSMAR 数据库、Choice 资讯和国家统计局网站。本文定义盈余波动为连续 5 年的盈余标准差,同时由于某些变量需要滞后一期的数据才可以计算,因此本文计量模型数据年限为 2003 年至 2014 年,共计 12 年。在样本中,我们剔除了金融类上市公司后共得到 7788 个样本观测值。为了剔除极端值的影响,本文对连续变量进行了 1% 的 winsorize 处理。另外,我们对所有数据的准确性进行了抽样核对与更正。

本文的回归分析均采用面板数据回归模型。我们使用面板数据原因在于其包含截面和时间序列数据的信息,能够使分析中可使用信息更多,对于短期时间序列动态模型的估计准确性更高,数据分析结论更加稳健,同时因为数据量大,所以自由度更大。

(二) 研究设计

1. 研究模型

为检验假设 1,我们建立了如下研究模型:

$$Ev = \alpha_0 + \beta_1 Fair + \beta_2 Size + \beta_3 Opele + \beta_4 Finle + \beta_5 Opepe + \beta_6 Grow + \beta_7 Qadi + \beta_8 Loss + \beta_9 Owcon + \beta_{10} State + \beta_{11} Disize + \beta_{12} Indir + \beta_{13} CEO + \beta_{14} Masto + \varepsilon \quad (1)$$

在模型(1)中,被解释变量为盈余波动(Ev),解释变量为公允价值($Fair$)。其中,盈余波动指标采用连续五年盈余的标准差来测度。由于盈余定义不同,为了保证检验结果的稳健性,我们分别把净利润、税前利润、营业利润、经营利润作为企业盈余,每种盈余对应的波动定义为 Ev_1 、 Ev_2 、 Ev_3 、 Ev_4 。因为学术界对盈余的界定并没有统一的标准,所以我们选择了四个层次的盈余指标分别计算盈余波动,以观察在 2007 年后盈余波动的变化是否有信息价值。此外,本文并没有比较不同盈余指标盈余波动之间差异的状况,而只是考虑四个盈余指标的计算都包含了公允价值的使用,如果检验结果一致,则能够说明我们的假设成立,这样也可以保证检验结果的稳健性。本文的研究特点之一在于将

^①我们采用 1998 年作为数据起点的原因在于中国具体会计准则的实施从《企业会计准则——关联方关系及其交易的披露》开始,实施时间是 1997 年 1 月 1 日,且从 1998 年 1 月 1 日开始实施《股份有限公司会计制度》,这些制度使得上市公司的报表内容和核算方法与之前相比有了较大的变动,因此本文将数据起点选择在 1998 年。

2007年前后盈余波动回归模型(包括不包含公允价值作为解释变量)的残差变化直接设定为是由公允价值引起的,我们的设想是在控制了除公允价值外所有影响盈余波动的解释变量后模型的残差只能包括公允价值引致部分和随机变动部分,而公允价值的推广使用使得2007年前的模型残差与2007年后的模型残差的差别表现为公允价值计量引起的部分,这就是本文对公允价值计量产生的盈余波动的衡量方式。我们没有按照具体哪个项目使用公允价值来计算盈余波动的变化,主要是考虑这种方式会产生公允价值项目与其他项目之间的协方差,从而导致 Fev 难以界定。

目前公允价值计量变量为虚拟变量。根据财政部要求,上市公司在2007年后全面实施新会计准则,因此该变量为2007年前(2003—2006年)取0,2007年后(2007—2012年)取1。

另外,根据现有大量的研究^[19-21],潜在影响公司盈余波动程度的变量包括公司规模($Size$)、经营杠杆($Opele$)、财务杠杆($Finle$)、营业周期($Opepe$)、成长性($Grow$)、审计质量($Qadi$)、企业亏损($Loss$)、股权集中度($Owcon$)、企业股权性质($State$)、董事会规模($Disize$)、独董比例($Indir$)、CEO的控制力(Ceo)、管理层持股比例($Masto$)等,我们将其作为控制变量纳入模型。

为检验假设2,我们先要计算出公允价值对盈余波动的净影响(Fev),再探讨该净影响(Fev)是否为投资者提供了有用信息。我们在模型(1)的基础上,删除公允价值变量,得到模型(2):

$$Ev = \alpha_0 + \beta_1 Size + \beta_2 Opele + \beta_3 Finle + \beta_4 Opepe + \beta_5 Grow + \beta_6 Qadi + \beta_7 Loss + \beta_8 Owcon + \beta_9 State + \beta_{10} Disize + \beta_{11} Indir + \beta_{12} CEO + \beta_{13} Masto + \varepsilon \quad (2)$$

我们的思路是通过模型(2)分离出 Fev 。首先,利用新会计准则颁布前的数据对模型(2)进行回归,得到解释变量系数 β 、截距 α ;然后,据此计算2007年前各个样本的残差 $\varepsilon_{前}$,该残差表示模型(2)未列示潜在因素对盈余波动的作用。

我们假定模型(2)中各个解释变量对盈余波动的作用是稳定的,那么新会计准则颁布前与新准则颁布后数据得到的各解释变量回归系数与截距应完全相同,不会随时间的变化而变化,因而可以使用上面回归得到的解释变量系数 β 、截距 α ,结合新准则颁布后(2007年后)的实际数据计算出该时间范围内的样本残差 $\varepsilon_{后}$ 。

在各个解释变量对盈余波动作用稳定的假设下,比较 $\varepsilon_{前}$ 与 $\varepsilon_{后}$ 的含义,我们发现两个时间段的数据对盈余波动影响的差别就是由于新会计准则的实施而增加使用的公允价值的影响,即 $\varepsilon_{后}$ 表示未列示的潜在因素对盈余波动的作用与公允价值对盈余波动的作用之和,因此可以使用($\varepsilon_{后} - \varepsilon_{前}$)来表示2007年后新会计准则使用更多公允价值计量而对盈余波动产生的影响(Fev)。具体操作方面,我们分别用2007—2012年6年的残差 $\varepsilon_{后}$ 减去2003—2006年4年残差 $\varepsilon_{前}$ 的均值,得到2007—2012年的公允价值引入导致的 Fev 。由于本文盈余波动(Ev)有4种衡量标准(Ev_1 、 Ev_2 、 Ev_3 、 Ev_4),因而相对应可计算出4种公允价值导致的盈余波动净影响(Fev_1 、 Fev_2 、 Fev_3 、 Fev_4)。

如果 Fev 能够为投资者提供有用的会计信息,在市场有效的条件下,投资收益对公允价值计量的企业盈余的反应更为敏感,盈余反应系数更大。我们使用模型(3)进行检验:如果模型(3)交叉项的系数 β_1 显著为正,则说明 Fev 增大了盈余反应系数,为投资者提供了有用信息;如果 β_1 显著为负,则说明公允价值引入导致的盈余波动(Fev)减小了盈余反应系数,没能为投资者提供额外的增量信息。

$$Return_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \times \frac{EPS_{i,t}}{Price_{i,t}} \times Fev + \beta_2 \times \frac{EPS_{i,t}}{Price_{i,t}} + \beta_3 \times Fev + \varepsilon \quad (3)$$

2. 变量设定

上述三个模型中各个变量的定义见表1。

四、数据检验结果分析

(一) 描述性统计

表2提供了三个模型主要变量的描述性统计结果。表格中最后4个变量市场回报($Return$)、每

吕兆德,宿增睿:源于公允价值的盈余波动增加会计信息含量了吗?

股利(*EPS*)、收盘价(*Price*)、负债比率(*Lev*)只涉及2006—2012年,因而样本量较少。

表1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称	计算方式
被解释变量	<i>Ev</i> ₁	盈余波动1	净利润波动,以净利润取除以总资产的比值为基础,计算连续五年的标准差
	<i>Ev</i> ₂	盈余波动2	税前利润波动,以税前利润除以总资产的比值为基础,计算连续五年的标准差
	<i>Ev</i> ₃	盈余波动3	营业利润波动,以营业利润除以总资产的比值为基础,计算连续五年的标准差
	<i>Ev</i> ₄	盈余波动4	经营利润波动,其中,经营利润 = 营业收入 - 营业成本 - 营业费用 - 销售费用 - 管理费用;以经营利润除以总资产的比值为基础,计算连续五年的标准差
	<i>Return</i> _{<i>i,t</i>}	市场回报	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 期间的市场回报,计算方法为 <i>t</i> +1年4月末除以 <i>t</i> 年4月末调整后的收盘价(考虑分红)
解释变量	<i>Fair</i>	公允价值使用	2007年前的数据取0,2007年后的数据取1
	<i>Fev</i> ₁	公允价值导致的盈余波动1	由 <i>Ev</i> ₁ 计算得到的公允价值导致的盈余波动
	<i>Fev</i> ₂	公允价值导致的盈余波动2	由 <i>Ev</i> ₂ 计算得到的公允价值导致的盈余波动
	<i>Fev</i> ₃	公允价值导致的盈余波动3	由 <i>Ev</i> ₃ 计算得到的公允价值导致的盈余波动
	<i>Fev</i> ₄	公允价值导致的盈余波动4	由 <i>Ev</i> ₄ 计算得到的公允价值导致的盈余波动
	<i>Size</i>	公司规模	公司期末总资产的对数
	<i>Opele</i>	经营杠杆	(固定资产+无形资产)/总资产
	<i>Finle</i>	财务杠杆	(短期借款+长期借款+应付债券)/总资产
	<i>Opepe</i>	营业周期	$\left[\frac{(\text{应收账款}_t + \text{应收账款}_{t-1})/2}{\text{销售收入}/360} \right] + \left[\frac{(\text{存货}_t + \text{存货}_{t-2})/2}{\text{销售成本}/360} \right]$,再将得到的值取自然对数
	<i>Grow</i>	成长性	(期末总资产-期初总资产)/期初总资产
控制变量	<i>Qadi</i>	审计质量	“四大”审计取1,其他取0 ^①
	<i>Loss</i>	企业亏损	当年净利润小于零取1,大于零取0 ^②
	<i>Owcon</i>	股权集中度	用前三大股东的持股比率计算赫芬达尔指数 <i>HER</i> ₃ ,并取对数
	<i>State</i>	公司产权性质	实际控制人是国有为1,否则为0
	<i>Disize</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
	<i>Indir</i>	独董比例	独立董事人数/董事会总人数
	<i>Ceo</i>	CEO的控制力	如果董事长和CEO为同一人,取1,反之取0
	<i>Masto</i>	管理层持股比例	董事会总体持股比率
	<i>EPS</i> _{<i>i,t</i>}	每股净利	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 期间的每股净利润
	<i>Price</i> _{<i>i,t</i>}	收盘价	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 期间4月末调整后收盘价(考虑分红)
<i>Lev</i>	负债比率	负债总额/总资产	

表2 变量描述性统计结果

变量	样本量	最小值	P25	中位数	P75	最大值	标准差
<i>Fair</i>	7788	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.4714
<i>Size</i>	7788	17.4965	20.9154	21.6949	22.5290	26.9546	1.2366
<i>Opele</i>	7788	0.0000	0.1583	0.2988	0.4607	0.9773	0.2027
<i>Finle</i>	7788	0.0000	0.3086	0.4869	0.6262	2.7398	0.2183
<i>Opepe</i>	7700	-0.5582	43.4054	120.2467	270.9781	773508.4000	12377.7900
<i>Grow</i>	7780	-1.0455	-0.0174	0.1134	0.2845	14883.0600	168.8820
<i>Qadi</i>	7784	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.2497
<i>Loss</i>	7788	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.3276
<i>Owcon</i>	7788	-7.6130	-2.6823	-2.0751	-1.4561	-0.3263	0.8785
<i>State</i>	7769	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.4665
<i>Disize</i>	7720	1.0986	2.1972	2.1972	2.3026	2.9444	0.2067
<i>Indir</i>	7720	0.0000	0.3333	0.3333	0.3750	0.7143	0.0537
<i>Ceo</i>	7788	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.3273
<i>Masto</i>	7788	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	11.4960	0.1329
<i>Eps</i>	5186	-6.6910	0.0400	0.1700	0.4112	6.2800	0.5253
<i>Return</i>	5176	0.2740	0.7928	1.0000	1.3952	7.6877	0.6339
<i>Lev</i>	5191	0.0017	0.3880	0.5374	0.6680	8.6118	0.2279
<i>Ev</i> ₁	7788	0.0005	0.0117	0.0232	0.0466	5.4088	0.0999
<i>Ev</i> ₂	7788	0.0006	0.0139	0.0268	0.0520	5.4103	0.1004
<i>Ev</i> ₃	7788	0.0007	0.0143	0.0265	0.0492	1.4675	0.0634
<i>Ev</i> ₄	7788	0.0009	0.0141	0.0243	0.0419	1.2531	0.0437

①控制变量中是以“四大”审计作为衡量审计质量的标准,这是得到学术界认可的衡量指标。

②对于企业亏损本文采用了二值变量,之所以将净利润小于零取1,是因为根据以前研究,企业亏损会增加盈余波动。

从盈余波动性的四个指标的稳定性看,经营利润波动性最为稳定,同时经营利润波动性的标准差(0.04)与营业利润波动性的标准差(0.057)之间的差异较大,这说明从经营利润到营业利润之间的项目对盈余波动性有明显的影响,而这部分项目恰恰是新会计准则中受公允价值计量影响最大的,因此从描述性统计中可以初步看出公允价值计量对盈余波动具有正向影响。

(二) 回归结果

将面板数据带入模型(1)。Hausman 检验的结果显示所有模型适用于固定效应模型。表3报告了基于不同盈余指标的回归结果。由表3可以看到,在四种盈余波动(Ev_1 、 Ev_2 、 Ev_3 、 Ev_4)的估计方式下,公允价值($Fair$)变量在1%的水平下皆显著为正,说明公允价值的使用显著增加了企业盈余波动程度。公司规模($Size$)、经营杠杆($Opele$)、财务杠杆($Finle$)、企业亏损($Loss$)等变量的显著性水平较高,说明盈余波动与企业特质的经济因素有较强的相关关系;此外企业产权性质($State$)对所有盈余波动性指标均有正向作用,说明国有企业的业绩起伏比非国有企业更加剧烈;董事会规模($Disize$)对盈余波动具有显著的反向作用,说明较大规模的董事会由于成员之间充分的沟通、论证,相互妥协,较少实施极端的经营策略,因此其业绩波动较小。

表3 公允价值对盈余波动影响的检验结果

变量	Ev_1	Ev_2	Ev_3	Ev_4
$Fair$	0.0204 *** (7.24)	0.0215 *** (7.59)	0.0172 *** (11.45)	0.0060 *** (6.00)
$Size$	-0.0298 *** (-15.25)	-0.0298 *** (-15.17)	-0.0195 *** (-18.66)	-0.0092 *** (-13.29)
$Opele$	-0.0326 *** (-3.33)	-0.0357 *** (-3.63)	-0.0073 (-1.39)	-0.0202 *** (-5.83)
$Finle$	0.0316 *** (4.71)	0.0298 *** (4.43)	0.0173 *** (4.84)	0.0082 *** (3.47)
$Opepe$	0.0000 (0.00)	0.0000 (0.12)	0.0000 (0.31)	0.0000 (0.92)
$Grow$	0.0000 (0.34)	0.0000 (0.39)	0.0000 (0.51)	0.0000 (0.73)
$Qadi$	-0.0149 ** (-2.06)	-0.0155 ** (-2.13)	-0.0020 (-0.51)	0.0018 (0.72)
$Loss$	0.0120 *** (3.52)	0.0118 *** (3.44)	0.0105 *** (5.77)	0.0032 *** (2.63)
$Owcon$	-0.0022 (-0.83)	-0.0017 (-0.62)	0.0019 (1.32)	0.0038 *** (3.95)
$State$	0.0190 *** (6.21)	0.0184 *** (5.99)	0.0089 *** (5.46)	0.0028 *** (2.60)
$Disize$	-0.0372 *** (-4.06)	-0.0362 *** (-3.93)	-0.0172 *** (-3.51)	-0.0126 *** (-3.88)
$Indir$	0.0161 (0.62)	0.0196 (0.75)	0.0000 (0.00)	-0.0020 (-0.22)
Ceo	0.0122 *** (2.88)	0.0119 *** (2.78)	0.0030 (1.31)	0.0023 (1.51)
$Masto$	0.0298 (0.76)	0.0388 (0.99)	0.0410 * (1.96)	0.0395 *** (2.84)
$Constant$	0.7337 *** (15.31)	0.7367 *** (15.30)	0.4841 *** (18.93)	0.2674 *** (15.74)
R^2	0.0480	0.0471	0.0631	0.0358

注: * 为 $p < 0.1$, ** 为 $p < 0.05$, *** 为 $p < 0.01$; 括号中为t值。下同。

我们根据模型(2)计算得到公允价值对盈余波动的影响(Fev_1 、 Fev_2 、 Fev_3 、 Fev_4),然后代入模型(3),得到了表4所示的回归结果。

由表4列示的回归结果可以看到, $\frac{EPS}{Price}$ 对公司的股票收益有显著的正向作用,说明资本市场对企业会计盈余做出了正向反应;但是交叉项 $Fev \times \frac{EPS}{Price}$ 的回归系数在所有盈余波动指标下在1%的水平上显著为负,说明公允价值

导致的盈余波动净影响(Fev)显著降低了会计盈余的市场反应,阻碍了市场对会计信息的吸收。这表明基于公允价值的盈余波动所带来的两种影响中,信息风险对应的负信息效应大于提供企业风险信息的正信息效应,因此公允价值导致的盈余波动净影响没有提供有用的增量信息。

(三) 稳健性检验

参照王化成和佟岩^[22]、Collins 和 Kothari^[23]、Dhaliwal 等^[24]的研究,我们在模型(3)的基础上增加了一些可能影响盈余反应系数的控制变量:负债水平(Lev)、成长性($Grow$)、股权集中度($Owcon$)、审计质量($Qadi$)、公司规模($Size$),得到模型(4)。

$$Return_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \times \frac{EPS_{i,t}}{Price_{i,t}} \times Fev + \beta_2 \times \frac{EPS_{i,t}}{Price_{i,t}} + \beta_3 \times Fev + \beta_4 \times Lev + \beta_5 \times Grow + \beta_6 \times Owcon + \beta_7 \times Qadi + \beta_8 \times Size + \varepsilon \tag{4}$$

模型(4)的计量结果如表5所示。

表4 公允价值产生的盈余波动的信息含量检验结果

变量	Fev_1	Fev_2	Fev_3	Fev_4
$Fev_1 \times \frac{EPS}{Price}$	-2.9919*** (-6.69)			
$Fev_2 \times \frac{EPS}{Price}$		-3.0285*** (-6.81)		
$Fev_3 \times \frac{EPS}{Price}$			-5.6777*** (-3.23)	
$Fev_4 \times \frac{EPS}{Price}$				-26.2672*** (-5.91)
Fev_1	1.5774*** (17.84)			
Fev_2		1.6063*** (18.73)		
Fev_3			3.1692*** (26.47)	
Fev_4				4.7874*** (28.33)
$\frac{EPS}{Price}$	2.5074*** (3.50)	2.4743*** (3.46)	2.3977*** (2.96)	3.2453*** (4.09)
Constant	1.1102*** (105.94)	1.1059*** (105.77)	1.0403*** (96.45)	1.0457*** (100.51)
R ²	0.0667	0.0729	0.1352	0.1512

表5 稳健性检验结果

变量	Fev_1	Fev_2	Fev_3	Fev_4
$Fev_1 \times \frac{EPS}{Price}$	-4.0561*** (-7.88)			
$Fev_2 \times \frac{EPS}{Price}$		-4.0580*** (-7.97)		
$Fev_3 \times \frac{EPS}{Price}$			-5.4861*** (-2.95)	
$Fev_4 \times \frac{EPS}{Price}$				-25.9518*** (-5.46)
Fev_1	1.6331*** (16.60)			
Fev_2		1.6473*** (17.34)		
Fev_3			3.1293*** (23.63)	
Fev_4				4.8323*** (25.43)
$\frac{EPS}{Price}$	1.1632 (1.60)	1.1660 (1.61)	2.0864** (2.54)	3.2368*** (4.01)
Risk	-0.4746*** (-5.72)	-0.4657*** (-5.68)	-0.0439 (-0.61)	-0.0024 (-0.03)
Lev	0.0001 (1.54)	0.0001 (1.61)	0.0001*** (3.18)	0.0001** (2.10)
Grow	-0.1138*** (-3.65)	-0.1106*** (-3.56)	-0.0779** (-2.57)	-0.0838*** (-2.79)
Owcon	-0.0579 (-0.60)	-0.0564 (-0.59)	-0.0589 (-0.63)	-0.0596 (-0.64)
Qadi	0.1703*** (8.73)	0.1620*** (8.30)	0.0440** (2.17)	0.0028 (0.13)
Size	-2.6349*** (-5.92)	-2.4537*** (-5.51)	-0.0724 (-0.16)	0.8003* (1.73)
Constant	1.1632 (1.60)	1.1660 (1.61)	2.0864** (2.54)	3.2368*** (4.01)
R ²	0.0883	0.0930	0.1394	0.1538

增加控制变量后的结果与前面回归结果完全相同, $\frac{EPS}{Price}$ 仍然正向影响公司股票回报率; $Fev \times \frac{EPS}{Price}$ 交叉项的回归系数在 1% 水平下显著为负, 再次说明公允价值导致的盈余波动净影响 (Fev) 显著降低了盈余反应系数, 其产生的信息风险负信息效应超过了披露企业风险的正信息效应, 没有为会计报表使用者提供有用的增量信息。

五、结论与不足

2007 年新会计准则实施以来, 众多学者从不同角度阐述了新会计准则的影响。2014 年颁布实施的《企业会计准则第 39 号——公允价值计量》指明了未来会计计量的发展趋势。公允价值的使用对会计信息具有重大的冲击, 其中公允价值对盈余波动的影响已有学者进行了探讨, 但是这些研究成果多数基于银行业数据, 而对其他行业关于公允价值问题的研究不多。同时公允价值引致的盈余波动既揭示了企业经营风险程度, 又提高了信息风险水平, 这对会计信息含量具有正反两个方面作用, 本文对其最终的净影响进行了分析。

首先, 我们检验了公允价值计量与盈余波动之间的关系, 发现 2007 年后公允价值计量模式的广泛使用加大了企业盈余波动程度。其次, 我们使用盈余反应系数分析了公允价值引致的盈余波动的

信息含义,发现公允价值导致的盈余波动显著降低了盈余反应系数,这说明该部分盈余波动产生的信息风险负效应大于其所揭示企业风险带来的正效应,即公允价值对应的盈余波动带来的信息障碍超过了其对企业经营风险解释的信息量,因此源于公允价值的盈余波动的增加并没有给投资者提供增量会计信息。本文认为这主要是因为公允价值将大量市场价格噪音传递进入会计系统,而这些噪音阻碍了企业业绩的真实含义,增加了会计信息使用者挖掘会计信息内涵的困难程度。该结论对深入认识公允价值计量所对应的会计信息含义具有理论意义。需要注意的是,本文结论只是针对公允价值引致的盈余波动信息,并不能推广到公允价值会计整体的信息含量。

本文的贡献主要有:第一,首次单独分离了基于公允价值的盈余波动数据,研究了该种盈余波动的会计信息含量,为与公允价值计量对应的盈余时间序列特征的价值相关性给出了初步的结论,这有利于进一步理解公允价值对会计信息的影响方式及其对企业定价的作用。第二,在实证方法上,本文给出了一种新的计量方法,该方法可以用于分离公允价值引致的会计盈余时间序列特征变化信息。

本文的研究在一定程度上还存在局限,主要是表征公允价值使用的变量较为粗糙。我们以 2007 新会计准则的实施为基准,将公允价值变量在新准则实施前取 0,实施后取 1,但是新准则实施的影响不仅限于公允价值计量的推广,还包括其他项目核算方式的改变,这些内容也会影响计量的准确性,从而对本文的研究结论造成干扰。此外,本文对会计信息含量影响方式机制探讨较少,我们查阅了关于会计信息相关性的多篇论文,目前用于检验会计信息价值相关性的主要实证方式就是检验某会计信息(主要是盈余以及净资产等)是否与股票价值具有关系,能否为公司价值或长期股票收益率提供解释能力,至于会计信息是如何影响股票定价、具体的会计信息影响了定价的什么部分、会计信息与定价相关的未来预期有什么关系等等问题,限于会计定价公式(主要是 FO 模型)和会计系统历史导向的限制,我们在目前的研究中还没见到实质性成果。因此,对盈余波动性信息含量影响机制做出进一步的探讨是笔者下一步努力的方向。另外,虽然本文没有发现公允价值导致的盈余波动变化为投资者提供净增量会计信息的证据,但是公允价值是否在其他方面提供了相应信息,这有待进一步研究。

参考文献:

- [1]王乐锦.我国新会计准则中公允价值的运用:意义与特征[J].会计研究,2006(5):31-35.
- [2]BARTH M E. Fair values and financial statement volatility [M]// BORIO C, HUNTER W C, KAUFMAN G G, et al. The market discipline across countries and industries. Cambridge:MIT Press,2004:323-333.
- [3]谭洪涛,黄晓芝,汪洁.公允价值盈余波动的风险相关性实证研究[J].投资研究,2013(11):60-77.
- [4]BRENNAN M J, HUGHES P J. Stock prices and the supply of information[J]. The Journal of Finance,1991,46:1665-1691.
- [5]周敏,王春峰,房振明.现金流波动性、盈余波动性与企业价值[J].商业经济与管理,2009(4):82-89.
- [6]ZHANG F X. Information uncertainty and stock return[J]. Journal of Finance,2006,61:105-137.
- [7]DICHEV I, TANG V W. Earnings volatility and earnings predictability[J]. Journal of Accounting and Economics,2009,47:160-181.
- [8]SCHIPPER K. Analysts' forecasts[J]. Accounting Horizons,1991,5:105-121.
- [9]BADRINATH S G, GAY G D, KALE J R. Patterns of institutional investment, prudence, and the managerial "safety-net" hypothesis[J]. Journal of Risk and Insurance,1989,55:605-629.
- [10]LANG M H, LINS K V, MILLER D. Concentrated control, analyst following, and valuation: do analysts matter most when investors are protected least? [J]. Journal of Accounting Research,2004,42:589-623.
- [11]EASLEY D, O'HARA M. Information and cost of capital[J]. Journal of Finance,2004,59:1553-1583.

- [12] BARTH M E, LANDSMAN W R. Fundamental issues related to using fair value accounting for financial reporting[J]. Accounting Horizons, 1995, 9: 97 - 107.
- [13] LANDSMAN W R. Fair value accounting for financial instruments; some implications for bank regulations[R]. BIS Working Paper, 2006.
- [14] BERNARD V L, MERTON R C, PALEPU K G. Mark-to-market accounting for banks and thrifts; lessons from the Danish experience[J]. Journal of Accounting Research, 1995, 33: 1 - 32.
- [15] HODDER L D, HOPKINS P E, WAHLEN J W. Risk-relevance of fair-value income measures for commercial banks[J]. The Accounting Review, 2006, 81: 337 - 375.
- [16] FIECHTCH P. Application of the fair value options under IAS39: effect on volatility of bank earnings[R]. Working Paper, 2010.
- [17] 黄静如. 应用公允价值选择权与盈余波动——基于中国上市银行面板数据的检验[J]. 现代管理科学, 2012(4): 53 - 55.
- [18] 刘永泽, 孙嵩. 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[J]. 会计研究, 2011(2): 16 - 22.
- [19] DECHOW P M, SLOAN R G, SWEENEY A P. Detecting earnings management [J]. Accounting Review, 1995, 70: 193 - 225.
- [20] SHLEIFER A, VISHNY R W. A survey of corporate governance[J]. The Journal of Finance, 1997, 52: 737 - 783.
- [21] 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.
- [22] 王化成, 佟岩. 控股股东与盈余质量——基于盈余反应系数的考察[J]. 会计研究, 2006(2): 66 - 74.
- [23] COLLINS D W, KOTHARI S P. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients[J]. Journal of Accounting and Economics, 1989, 11: 143 - 181.
- [24] DHALIWAL D S, LEE K J, FARGHER N L. The association between unexpected earnings and abnormal security returns in the presence of financial leverage[J]. Contemporary Accounting Research, 1991, 8: 20 - 41.

[责任编辑:黄燕]

Does the Earnings Volatility Based on the Fair Value Increase the Accounting Information Content?

LYU Zhaode¹, SU Zengrui²

(1. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China;

2. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: The earnings volatility is one of the most important earnings time series characteristics. The use of fair value in accounting changes the earnings volatility significantly. The change has two opposite effects on investors, one is to disclose the operation risk in firm and provide incremental information, the other is to increase the information risk and improve the degree of information asymmetry. On the basis of the 12 years of data before and after the implementation of the new accounting standards, this paper makes a research on the impact of the fair value of earnings volatility on the investors' net information content. The study shows that the use of fair value does result in the increase of earnings volatility, but there is no evidence of incremental accounting information resulting from the increase of earnings volatility based on fair value. It should be noted that the conclusion is only fit for the earning volatility information from the use of fair value, not generalized to the information content of fair value accounting.

Key Words: earnings volatility; fair value measurement; accounting information content; information risk; enterprise earnings; accounting measurement; enterprise value