

公允价值会计与金融传染性

——基于上市金融企业 2007~2010 年数据的实证研究

周丽聪 青爽

(西南财经大学金融学院 成都 610074)

【摘要】金融危机使得公允价值会计准则备受关注,损失惨重的金融界认为公允价值加剧了金融危机,而会计界认为公允价值会计不是金融危机的根源。本文实证分析了在金融危机前后,公允价值会计对我国上市金融机构股票收益率以及金融系统风险的影响。得出以下结论:公允价值计量收益项目对股票投资收益率有很好的解释力,但以公允价值计量的资产负债项目没有得到市场认可,在上升市场中这样的解释力更强;我们没有充分证据证明我国上市金融机构整体采用公允价值越广泛,就越可能发生金融传染性的结论;公允价值计量收益项目与金融行业景气程度的交互影响,证明公允价值的“顺周期性”使得公司股价被传染,进而引起了资产价格循环。

【关键词】公允价值会计 顺周期效应 资产价格循环 金融传染性

一、备受争议的公允价值会计

20世纪80年代,美国发生储蓄及贷款危机,大约有1300家储蓄及贷款机构因从事金融工具交易而陷入财务困境。这些金融机构在陷入财务危机之前,其所根据历史成本计量模式编制的财务报告却显示良好的经营业绩和健康的财务状况,这给外界传递了相反的信息,使得很多人相信:历史成本法下的财务报告信息相关性值得怀疑,历史成本会计模式歪曲了金融机构真实的财务状况。

伴随着金融监管放松、汇率和利率波动以及金融创新的层出不穷,衍生金融工具成为主要的交易工具,传统的历史成本会计已经无法准确反映金融市场的风险和价格变化,公允价值会计从理论转向应用的时代已经来临。在经过了一系列激烈的争论与修正后,2006年9月,美国财务会计准则委员会(FASB)发布第159号准则《公允价值计量》;2007年2月, FASB发布第159号准则《金融资产和金融负债中的公允价值计量选择权》,给予企业公允价值的选择权。

2008年金融危机爆发,美国金融界损失惨重,公允价值会计准则因为可能加剧金融危机成为关注的焦点。2008年3月以来,许多美国大型金融机构指责公允价值会计强迫确认永远不会实现的损失,扭曲了财务报告,动摇了投资者信心,是导致危机恶化和蔓延的重要原因。随着美国金融形势的进一步恶化,美国国会通过了《2008年紧急经济稳定法》,要求证券交易委员会(SEC)调查“按市值计价”会计对金融危机的影响并对其存废做出抉择。2008年12月30日,证券交易委员会向国会提交了调查报告《市值会计研究》,认为公允价值不是导致本次国际金融危机的根源,但公允价值计量有待改进,暂停公允价值会计很可能增加市场不确定性并进一步打击投资者信心。2009年7月28日, FASB与国际会计准则理事会(IASB)联合成立的金融危机咨询组(FCAG)发布报告,认为公允价值会计不仅不是金融危机的根源,甚至也不是推

波助澜的因素,如果大型金融机构更早更广泛地采用公允价值,金融危机可能不会爆发得如此集中和剧烈。

二、研究假设

当前关于公允价值的争议依然存在,公允价值的“顺周期效应”成为“公允价值加剧和恶化这次金融危机”这一论点的依据。公允价值的顺周期效应表现在两个方面,这两个方面相互作用加剧了顺周期效应:第一,各金融机构因为持有大量抵押类证券,按照公允价值计量出现了大量未实现且未涉及现金流量的损失。这些损失在证券未出售前仅仅是会计上的损失,但由于会计报表显示出的利润亏损,使得这种“账面损失”扭曲了投资者的预期,形成“资产价格循环”,严重的会发展为“价格下跌→资产减记→提取拨备→恐慌性抛售→资本金折损→价格进一步下跌”的恶性循环。第二,缺乏对非活跃市场运用公允价值的指引,由此加剧了市场的动荡。从公允价值的定义来看,有序交易是其运用的一个前提,但在危机中,大量机构被迫变现资产,形成的价格并不符合公允价值的前提。但会计准则中缺乏对此类情况的具体指引,使得会计主体不得不按照不合理的估计市场价格进行公允价值计量,从而增加了账面损失,加剧了这种恶性循环。

由于金融机构的资产是以多种金融产品构成,所以公允价值的“顺周期效应”会通过资本市场的价格变化,进一步影响金融机构的经营业绩。如果资产组合以市值计价,其资产状态将恶化,金融机构的经营业绩下降,迫使金融机构出售更多的金融资产,从而进一步压低资产价值。这种出售形成了一个“资产价格循环”,从而使得金融机构的股价受到剧烈影响,甚至导致金融机构倒闭。对于金融机构而言,股票价格并不仅仅是公司经营业绩的体现,它也会通过资本市场的整体表现反作用于公司的经营业绩。因此,我们需要考察以公允价值计价的金融资产与股票投资收益率之间存在的关系,揭示这种“顺周期效应”所引发的“资产价格循环”。

1. 价值相关性。由于单个金融产品与整个资本市场存在着相关关系,所以金融资产的价格变化具有联动性,当证券价格及资产价值因为内在价值的下降而下降时,这种金融资产价格的下降会影响金融机构的经营业绩,为了抵消由投资型证券公允价值会计所引起的减值,金融机构可能被迫在非流动性市场上出售证券(尽管这些机构持有这些资产的最初意图是持有至到期或至其价值恢复),用以筹集资本。在非流动性市场及不景气市场上,这些强制性抛售将进一步恶化证券市场。金融机构的经营业绩和金融资产的价格下跌又表现在金融机构股票价格的下跌,通过金融系统的相关性和联动性,股票市场上的价格表现又影响了其他市场的金融产品价格,使得金融资产的价格进一步下跌,低于真正的基础价值。因此,以公允价值计量的金融资产与股票投资收益率之间具有相互作用的价值相关性。

2. 虚拟性与波动性。股票投资存在着价值的虚拟性,使得股票价值可能会因为成交价格的变化而贬值,这种贬值在特殊的市场条件下显得尤其重要,而公允价值变动损益科目正是记载金融资产的公允价值变动,因为金融资产与股票一样具有虚拟性,这使得公允价值变动损益这种计量也具有了虚拟资本的特性,进而使得企业财务报表,具有了部分虚拟性的特征。由于股票投资等金融工具价格的不确定性和虚拟资本价格形成机制的复杂性,使得利润在公允价值计量法下比历史成本计量法下更具波动性,由于人们的认识能力差异和所获得信息的有限性,投资者决策容易出现决策失误,加之市场有效性的不足以及市场投机行为的存在,使得公允价值会计在这次金融危机中对市场产生了重大的影响。

虽然这次金融危机源起于美国的次贷危机,但我国金融机构及资本市场也受到了影响。所以,为了验证上述资产价格循环,并且研究在金融危机期间我国上市金融机构是否会出现资产价格循环的情况,我们首先需要了解公允价值计量与股价的变动到底有无相关关系,公允价值的计量对股票收益率解释能力如何,进而可以通过金融传染性的研究方法,研究采用公允价值计量方法是否加剧了金融行业的系统性风险。

假设一:(a)公允价值计量方法使得公允价值计量的会计项目对资本市场表现的股票收益率有显著影响,(b)且在上升市场和下跌市场对收益率的解释程度不同。公允价值计量方法的应用对于市场的影响,在金融危机时期体现得相当明显。

部分学者认为,公允价值增加了整个市场的系统风险,也有一部分学者认为,公允价值计量方法只影响了个股的风险特征。Bell 和 Brown(1968)首次对美国资本市场上会计盈余和市场表现作了实证研究。他们发现每股收益的符号与股票非正常报酬率之间有显著的相关性。对于我国公允价值信息的相关性,邓传洲(2005)对我国 B 股公司做了研究,发现 B 股市场按照国际会计准则发布的公允价值信息,使得资本市场对于公允价值披露的信息有了显著反应。Allen 和 Carletti(2008)认为,公允价值可能引发金融市场的传染效应,即在市场处于下行周期中,某银行以低于基本面的价格出售资产,可能成为其他机构基于市场的定价依据,在以会计数据为基础

的管制资本的要求下,可能触发银行资产的甩卖,从而强化市场的相关性和波动性。

假设二:采用公允价值计量方法加剧了金融行业的系统性风险。

Khan(2009)研究发现:公允价值计量程度会影响银行间危机的传染性,公允价值计量越多被采用,其传染性就越强。在流动性欠佳的市场中,这种传染作用更加明显。其研究还发现,在资本充足率较低和以公允价值计量较多的银行中这种关系更加明显。Cituentes, Ferucci 和 Shin(2005)研究发现,市场的动荡使得用公允价值计量的资产大幅贬值,这又反过来加剧了公司本身的市场估值水平的下降,从而导致公司股价进一步下跌。他们得出的结论是,逐日盯市的公允价值计量导致金融资产的恶性循环,加剧了系统风险。

假设三:公允价值计量收益项目加剧了金融行业系统风险传染性。

在金融资产不断贬值的恶性循环中,资产不断地被抛售,流动性急剧下降,公允价值计量收益项目出现了大量未实现且未涉及现金流量的损失。由于会计报表显示出的利润亏损,使得这种“账面损失”扭曲了投资者的预期,形成“资产价格循环”,严重的会发展为“价格下跌→资产减记→提取拨备→恐慌性抛售→资本金折损→价格进一步下跌”的恶性循环,所以我们需要考虑公允价值计量收益项目及它与金融市场景气程度的交互关系对于金融行业系统风险传染性的解释力。

三、模型分析与样本选取

(一)模型一

为了验证假设一,我们需要提取与公允价值计量相关的资产、收益等指标,考察它们与股票收益率的相关关系。Ohlson(1995)提出了净盈余模型,指出股票价格可以用净资产和净收益来解释。Barth 和 Clinch(1998)在 Ohlson 的基础上提出了两个检验会计信息价值相关性的通用模型,即价格模型和收益模型。前者在净盈余的基础上引入了公允价值解释变量,后者将被解释变量由股票的绝对价格转换成相对收益率,试图从股价变动的角度考察公允价值的影响。我国的胡奕明和刘奕君(2009)将这两个模型用于我国 A 股上市公司,得出我国公允价值计量方法会影响市场的波动性,且公允价值的影响在上涨市场中要大于下跌市场中的影响。本文采用收益模型对在我国 A 股上市的金融行业的公司进行考察。收益模型的构建如下:

$$Ret_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{FV_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{FVAD_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{BVB_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{HOLDG_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{EBFV_{i,t}}{P_{i,t-1}} + e_{i,t} \quad (1)$$

被解释变量 $Ret_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期的收益率。Stephen W. Lin(2008)研究发现了一种比较稳健的计算收益率的方法:计算会计期间期初到期末、期初到期末之后一个月、之后两个月、直至报告期截止日期的收益率。其计算公式如下:

$Ret_{i,t}$ 为第 i 家公司半年报时的收益率:

$$Ret_{mid} = \frac{1}{3} \sum_{k=6}^8 \left(\sum_{t=1}^k MonthRet_t \right) \quad (2)$$

$Ret_{i,t}$ 为第 i 家公司年报时的收益率:

$$Ret_{year} = \frac{1}{5} \sum_{k=12}^{16} \left(\sum_{t=1}^k MonthRet_t \right) \quad (3)$$

$MonthRet_t$ 为第 t 月的月度收益率, $t > 12$ 时则顺推到下一年的第 $t-12$ 月的月度收益率。

$FV_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期会计报表中用公允价值计量的每股净资产。

$FV_{i,t} = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{可供出售金融资产} - \text{交易性金融负债} - \text{衍生负债}) / \text{总股本}$ (4)

$FVAD_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期会计报表中每股公允价值的调整额。

$FVAD_{i,t} = \text{所有者权益表中可供出售金融资产公允价值变动净额} / \text{总股本}$ (5)

$BVBFV_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期非公允价值的每股净资产, 即用每股净资产 $BV_{i,t}$ 减去以上两项:

$$BVBFV_{i,t} = BV_{i,t} - FV_{i,t} - FVAD_{i,t} \quad (6)$$

$HOLDG_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期公允价值计量的每股投资收益的调整额。

$HOLDG_{i,t} = (\text{公允价值变动净收益} + \text{投资收益中公允价值计量部分}) / \text{总股本}$ (7)

$EBFV_{i,t}$ 是第 i 家公司第 t 期非公允价值的每股净收益, 即每股净收益 $EPS_{i,t}$ 减去 $HOLDG_{i,t}$ 。

$$EBFV_{i,t} = EPS_{i,t} - HOLDG_{i,t} \quad (8)$$

$P_{i,t-1}$ 是第 i 家公司第 $t-1$ 期的股票价格, 本文中取上一个半年的会计报表日的收盘价。

分别对以上模型进行随机效应和固定效应的分析。根据 Hausman 检验和 BP/LM 检验的结果, 采用随机效应模型。假若模型中公允价值计量的解释变量的系数至少有一个显著为正, 即收益率可用至少一个公允价值计量的信息解释, 则可以认为假设一(a)得到验证。

为了对比每个会计期间所对应的不同的市场状况下, 各个解释变量对收益率的影响, 将上述模型按会计期间分拆为多个普通的多元线性模型。每一个模型仅仅考察这一个会计期间内, 各个因素对收益率的影响程度。将每一年度的结果进行对比就可以验证, 公允价值信息是否在上升和下降的市场行情中, 对金融行业的股票收益率影响不同, 从而验证假设一(b)是否符合我国的金融市场。我们根据市场指数的收益率的符号定义 2007 年 1 月到 12 月、2009 年 1 月到 6 月, 即 2007 年的半年报和年报以及 2009 年半年报共三个会计期间为市场上升的会计期间, 2008 年 1 月到 12 月、2009 年 7 月到 12 月、2010 年 1 月到 6 月为市场下降的会计期间。

(二)模型二

为了解释公允价值信息是否与金融行业的系统性风险相关, 本文采用面板 probit 进行回归, 被解释变量我们选取代表公司处于股价低迷期的 0-1 变量, 解释变量包括公允价值计量占行业内总资产的比例、金融系统处于市场表现欠佳时期的 0-1 变量、市场收益率等。选用 probit 模型是因为可以考察各个解释变量对于金融系统性风险的非线性影响。

Eichengreen, Rose 和 Wyplosz (1996) 研究了货币危机中, 国与国之间系统性风险的传染机制, 其中运用到了面板 probit 模型。Boyson, Stahel 和 Stulz 则利用 logit 模型对市场冲击在对冲基金间的相互传染进行了分析。Bae, Karolyi 和 Stulz (2003) 运用 logistic 回归检验金融传染性在不同地区的传播机制。Urooj Khan (2010) 则运用面板 logit 模型对金融危机中美国银行间的传染性做了研究。我们在前人研究的基础上, 第一次针对中国的金融行业考察公允价值计量项目对传染性的影响。建立的面板 probit 模型如下:

$$\Pr[\text{Negret}_{i,t}] = f(FVA_t, D_FinDiff_t, D_FinDiff_t * FV_t, Mktret_t) \quad (9)$$

这个 Probit 模型的响应变量为 $\text{Negret}_{i,t}$, 如果第 t 期的股价处于第 i 家公司整个收益率序列的 25% 分位数之下, 则认为公司股价处在低位, 被感染的事件发生, 等式左端置 1, 其他情况置 0。模型右边实际上为估计各个影响因素导致的第 i 家公司第 t 期股价处于低位的可能性, 即危机被传染到自身的概率, 在模型中, 右端的连接函数为正态分布函数。

FVA 代表了行业内所有公司采用公允价值计量的资产负债占行业总资产的比重。我们认为, 这个指标能够从资产负债的角度考察整个行业的公允价值计量的因素。

$FVA = \sum (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{可供出售金融资产} + \text{交易性金融负债} + \text{衍生负债}) / \sum \text{总资产}$ (10)

$D_FinDiff_t$ 衡量第 t 期整个金融行业是否处于低迷期。由于金融行业里面的代表公司在行业景气指数中占很大比重, 这些大公司的低迷情况可能会传染至行业内的其他公司, 故此变量可能是一个重要影响因素。本文的 $D_FinDiff_t$ 用沪深 300 指数里面的 300 银行指数。如果指数处于整个指数收益率的 25% 分位数之下, 则认为金融行业处于低迷期。

$D_FinDiff_t * FV_t$ 是金融行业处于低迷时期与公允价值计量项目的交互效应, 我们考虑到交互效应是因为在 $D_FinDiff_t$ 为 1, 即金融行业处于低迷时期的这一阶段, FV_t 会和 $D_FinDiff_t$ 共同影响到公司“被感染”的可能性。

$Mktret_t$ 是作为控制市场宏观因素变化的变量。本文选用沪深 300 指数的半年收益率, 可以较好地反映上市公司在一个会计期间内的整体收益情况。加入此变量, 可以控制市场变化对于公允价值计量和金融传染性之间关系的影响。

(三)模型三

Urooj Khan (2010) 的研究结果显示, 公允价值的资产项目的确显著地增加美国银行业的系统风险。而在国内, 由于美国资本市场与我国资本市场特征的不同, 以及公允价值会计的不同, 因此可以推断, 公允价值计量的收益项目可能更显著地影响这种行业性系统风险。为此, 我们将模型二引入公允价值计量的每股投资收益的调整额 ($HOLDGA_t$), 从收益的角度全面地考察整个金融行业的公允价值计量因素对金融传染性的影响。除此之外还有以下原因: ①我们通过公允价值计量的每股投资收益调整额对于金融传染性的影响来衡量公允价值的“顺周期性”对于公司被感染这一事件发生的影响。②每股投资收益调整额与金融行业景气程度的交互效应可以更直接

地证明公允价值“顺周期性”所引起的资产价格循环。模型三如下：

$$\text{Pr}[\text{Negret}_{i,t}] = f(\text{FVA}_t, \text{HOLDGA}_t, \text{D_FinDiff}_{i,t}, \text{D_FinDiff}_{i,t} * \text{FV}_{i,t}, \text{D_FinDiff}_{i,t} * \text{HOLDGA}_t, \text{Mktret}_t) \quad (11)$$

HOLDGA 代表行业内所有公司采用公允价值计量的投资收益占行业净利润的比重。我们认为,这个指标能够从收益的角度考察整个行业的公允价值计量的因素。

$$\text{HOLDGA} = \frac{\sum(\text{公允价值变动净收益} + \text{投资收益中公允价值计量部分})}{\sum \text{净利润}} \quad (12)$$

这里运用比率的方法不仅是与 FVA 的量纲保持一致,还因为总利润中公允价值计量的利润所占比重,可以衡量公允价值收益项目对于金融传染性的影响。需要指出的是, HOLDGA 利用的都是半年的数据,下半年的数据由年报和半年报数据相减得到。

同模型二一样,我们也引入了 D_FinDiff 和 HOLDGA 的交互效应指标。在以上两个模型中,我们关注 FVA、HOLDGA、D_FinDiff 和它们的交互效应,若系数的符号显著并且为正,则我们可以认为这几种因素是显著地增大了金融机构“被感染”的可能性。

(四)样本选取

我们考察的会计期间为 2007 年 1 月至 2010 年 6 月,这是金融危机发生前后一个较长的时间段,可用于考察这整段时间内公允价值会计的表现。我们选取在中国沪深 A 股上市的金融企业,包括银行、证券、保险共 25 家。根据以下原则剔除样本：
①由于我国金融行业还是以银行、证券、保险为主,其他行业和金融控股公司主营业务中并不能体现金融资产与金融负债的重要性,所以我们剔除了信托行业、金融控股公司。
②由于上市企业每半年必须公布公允价值的相关数据,所以我们选取上述会计期间上市公司半年报及年报数据。因为样本缺失值的原因,我们剔除了 2008 年 1 月 1 日以后上市的金融机构。
③本文的研究样本取自沪深股市相关数据,沪深 300 指数、金融 300 指数及 A 股上市公司区间股价数据来自 Yahoo 财经,各会计指标数据来自 CSMAR 数据库和上市公司定期报告。其中,会计报表中每股公允价值调整额(FVAD_{i,t})以及公允价值计量的每股投资收益的调整额(HOLDGA_{i,t})均来自于上市公司定期报告。

四、实证结果

(一)模型一

除 Ret_{i,t} 外,其他变量可以看成是平均每单位市值中各个公允价值相关指标的比例。最值得注意的是, $\frac{\text{FV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 的最小值为 0.010 2,最大值为 1.561 9,这说明在我们考察的样本里面,每单位市值的公允价值比例波动相当大。 $\frac{\text{FVAD}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 和

$\frac{\text{HOLDG}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 的中位数在 0 附近,并且有正有负,说明公允价值

计量收益项目与所有者权益中公允价值调整额在不同的时期可能出现不同的正负值,这种波动是正常的。

表 1 模型一变量描述统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Ret _{i,t}	0.823 1	0.780 0	0.796 2	0.236 3	1.854 0
$\frac{\text{FV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	0.394 5	0.006 6	0.345 1	0.010 2	1.561 9
$\frac{\text{FVAD}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	0.004 5	0.000 0	0.009 9	-0.018 9	0.041 0
$\frac{\text{BVBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	0.307 8	0.007 3	0.169 1	0.025 0	0.776 1
$\frac{\text{HOLDG}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	0.011 4	0.000 0	0.021 5	-0.028 4	0.119 5
$\frac{\text{EBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	0.023 9	0.032 7	0.032 9	-0.119 5	0.097 7

表 2 收益率的分年度多元回归结果

解释变量	面板模型	拆分会计期间后的模型					
		2007.12	2008.06	2008.12	2009.06	2009.12	2010.06
$\frac{\text{FV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	-0.478 (-1.52)	0.208 (2.39 **)	-0.423 (-0.69)	-0.264 (-0.9)	0.017 (-0.2)	0.214 (2.37 **)	-2.788 (-2.79 **)
$\frac{\text{FVAD}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	3.84 (-0.33)	-12.326 (-3.51 ***)	-1.52 (-0.07)	-0.433 (-0.03)	0.539 (-0.22)	8.472 (4.74 ***)	-18.228 (-3.4 **)
$\frac{\text{BVBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	1.242 (2.66 **)	-0.081 (-0.49)	-0.569 (-0.43)	0.37 (-0.53)	0.06 (-0.29)	0.167 (-0.59)	-0.171 (-0.09)
$\frac{\text{HOLDG}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	20.336 (3.64 ***)	1.749 (-0.61)	9.928 (-0.75)	16.969 (-2.01)	0.938 (-0.62)	2.773 (-1.24)	-15.466 (-1.39)
$\frac{\text{EBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$	8.679 (2.20 **)	1.783 (-1.3)	6.492 (-0.63)	9.08 (-1.72)	0.868 (-1.09)	1.497 (-0.87)	-11.383 (-1.13)
常数	0.467 (4.54 ***)	0.617 (17.09 ***)	1.732 (4.33 ***)	1.25 (3.96 ***)	0.333 (6.95 ***)	0.413 (15.49 ***)	3.357 (6.63 ***)

从面板模型可知, $\frac{\text{BVBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 、 $\frac{\text{EBFBV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 、 $\frac{\text{HOLDG}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 三项

系数为正且显著,这当中只有 $\frac{\text{HOLDG}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 是与公允价值计量

有关的变量,我们预计的 $\frac{\text{FV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 和 $\frac{\text{FVAD}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 都不显著。这说

明,与每股收益有关的公允价值计量对金融上市公司市场表现影响很大,但与资产负债有关的公允价值计量项目却没有得到市场认可,我国金融上市公司公允价值计量的“全面收益观”仍占主导地位。这里的实证结果验证了收益对于股票收益率的解释力,这也部分印证了模型三引入公允价值收益项目的必要性。

而据拆分后的多元回归的结果显示,金融危机期间,各个因素的解释程度并没有显著的规律。在上升市场中, $\frac{\text{FV}_{i,t}}{\text{P}_{i,t-1}}$ 和

$\frac{FVAD_{it}}{P_{i,t-1}}$ 的解释能力较好,而在下降市场中,所有的因素解释

能力都在下降。这可能是因为金融危机期间市场的反应并不是因为金融机构业绩的变化,而是投资者因为金融危机而变得悲观。

(二)模型二与模型三

表3 金融传染性的面板 probit 模型结果

解释变量	预期符号方向	模型二	模型三
FV _t		6.128 (1.9*)	223.495 (2.65***)
HOLDGA _t		—	3.491 (2.55**)
D_FinDiff _t	+	289.492 (0.53)	-3 042.398 (-1.5)
D_FinDiff _t * FV _t	+	-2 614.013 (-0.53)	27 626.16 (1.50)
D_FinDiff _t * HOLDGA _t	-	—	-24.636 (-7.12***)
Mktret _t	-	-3.417 (-2.81***)	-13.870 (-5.01***)
常数项		-1.470 (-0.42)	-21.575 (-2.88***)

由上表得出的结论如下:

1. 这里直接沿用 Kahn 的模型结果,显示 FVA_t 影响显著,但 D_FinDiff_t 和二者的交互效应均不显著,说明公允价值计量的每股净资产对于金融传染性有一定的解释力,公允价值计量的每股净资产越大,发生金融传染性事件的可能性越大。但是,由于国内金融行业的公允价值计量每股净资产在不同的时期变化不大,使得它对金融传染性的敏感程度不高,进而影响了解释力。总体而言,FVA_t 前的系数为正,FVA_t 即公允价值占总资产的比重显著地影响着金融行业内部的传染性。但是 FVA_t 和 FinDiff_t 的交互效应并不显著,没有显著理由得出“我国上市金融机构整体采用公允价值越广泛,就越可能发生金融传染性”的结论。这可能是由我国金融机构公允价值计量金融资产所占比重不大,而且不同金融机构之间的差异很大引起的。

2. 公允价值计量净资产指标及其交互效应:金融行业景气程度与公允价值计量净资产的交互效应对于金融传染性的解释力可能存在以下两方面的作用:一方面是正面作用,当金融市场低迷时,金融机构拥有更多的以公允价值计量的金融资产,可能增加购买优质的以公允价值计量的金融资产,这样会增加金融传染性的可能性。另一方面是负面作用,当金融市场低迷时,因为资产负债表的时点性与该时期内公司股价被传染的时期性,金融机构提前出售金融资产止损,这样就会减少金融传染性的可能性。由于模型无法考虑金融机构在考察期内出售金融资产的性质,进而无法针对这一不显著特征作进一步探讨。

3. 公允价值计量收益及其交互效应:在模型三中,HOLDGA_t 显著为正,HOLDGA_t 自身对于金融传染性的影

响并不能说明公允价值计量收益项目的“顺周期性”对于金融传染性的作用,当然这并不影响我们的结论。我们关心 HOLDGA_t 与 D_FinDiff_t 的交互效应显著为负值,这说明在金融行业不景气时,HOLDGA_t 越小,可能使得公司股价发生传染事件。HOLDGA_t 与 D_FinDiff_t 的协同效应对传染性有影响。

4. 对于控制变量的解释。Mktret_t 的回归结果符合预期:当市场投资收益率为负时,越可能发生金融传染事件。D_FinDiff_t 在模型二与模型三中均不显著,这有可能是因为 D_FinDiff_t 与 FVA_t、HOLDGA_t 的交互效应已经体现了金融行业景气程度的作用,并不影响我们的结论,我们更关心的是 D_FinDiff_t 与二者的交互作用。

五、研究结论与不足

由于我国金融机构公允价值计量金融资产所占比重并不大,而且不同金融机构之间的差异很大,这使得我国金融行业通过公允价值计量资产,进而传导至每一家金融机构的效应并不明显。我们没有充分证据证明:我国上市金融机构整体采用公允价值越广泛,就越可能发生金融传染性。这使得我们在理解公允价值会计对于金融机构的盈利波动以及资本市场变化的影响时具有理论意义。

但在公允价值计量的收益方面,公允价值计量的每股投资收益的调整额与金融行业景气程度的交互影响证明了公允价值的“顺周期性”使得公司股价被传染,进而引起了资产价格循环,这也是顺周期性两层含义中的第一层含义。我们本应该考虑市场流动性因素对金融传染性的影响,但由于我国股票市场和其他金融市场在 2007 年之后一直在发展的过程中,所以以交易量为基础的流动性指标并不能很好地衡量市场的流动性,所以我们并未考虑“顺周期性”的第二层含义,但对于资产价格循环而言,第一层的意义更大。

当然我们的研究还存在着一些不足:第一,新会计准则于 2007 年 1 月 1 日开始在上市公司执行,金融机构对于使用公允价值会计需要一个过渡的过程,而在 2008 年又遇到金融危机,这使得样本中公允价值信息的反应可能受特殊因素的影响。第二,我国 A 股市场金融机构数量较少,这约束了我们研究的样本量,而且我们未能考虑金融机构之中不同行业(银行、证券公司、保险公司)的不同影响。针对样本数据有限的特征,我们在估计过程中采用 bootstrap 方法抽样以获得经验分布,减少估计量的方差,抽样次数在 5~50 次之间,最终结果相差不大。

主要参考文献

1. 邓传洲.公允价值的价值相关性:B 股公司的证据.会计研究,2005;10
2. Adrian, T., H.S.Shin. Liquidity and leverage. Journal of Financial Intermediation, 2009; 6
3. Barth, M.E., Landsman, W.R & Wahlen, J.M.. Fair value accounting: Effects on banks' earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows. Journal of Banking & Finance, 1995; 7