

公允价值的收益波动性与市场反应

——来自中国上市商业银行的证据

许新霞 何开刚 黄丽*

摘要: 本文以中国上市商业银行为样本,对中国新会计准则实施后公允价值收益波动性及其经济后果进行了考察。研究结果发现,公允价值计量属性的采用并未导致净利润波动性的增大;市场也没有将公允价值计量增加的收益波动性视为风险要素而予以定价;银行股票价格也未对公允价值收益波动性作出反应。这说明,中国股票市场对公允价值收益波动性反应不显著,公允价值“加速器”效应在我国股票市场并不存在。本研究结论对完善中国公允价值计量体系、加强金融市场会计监管具有借鉴意义。

关键词: 公允价值 收益波动性 市场风险

一、引言

公允价值计量是以持续经营为前提,通过会计主体在计量日或报告日模拟真实市场出售资产(清偿债务),推导当前市场价值的过程。盯市(mark to market)是公允价值的根本特征。众多会计界和金融界人士认为,在公允价值会计模式下,市场的波动性通过未实现损益的确认被传递到会计系统,增加了会计收益的波动性。在大量非活跃市场广泛存在的条件下,公允价值参数估计的主观性和对价值创造过程的忽略,使公允价值在反映市场波动性的同时,又向市场输入了额外的波动性,成为市场波动性的“加速器”。

美国金融危机爆发后,公允价值收益波动性及其“加速器”效应成为社会各界关注的焦点问题,但中国学术界对公允价值收益波动性问题鲜有论述。本文尝试对中国新会计准则实施后的公允价值的“加速器”效应进行检验:第一,公允价值的引入是否加剧了会计收益的波动性?第二,公允价值收益波动性及其变化是否影响市场风险水平?第三,公允价值收益波动性及其变化是否对商业银行的股票价格产生影响?期以上研究为完善中国公允价值计量体系、加强金融市场会计监管提供直接证据。论文分为五个部分:第二部分是文献综述;第三部分是数据样本和描述性统计;第四部分提供了实证检验结果和研究发现;最后得出研究结论并指明局限性。

二、相关文献综述

美国一系列有关金融工具和公允价值准则的发布使越来越多的学者聚焦于公允价值收益波动性研究。总的来说,该类研究主要包括以下两个方面:一是对公允价值收益波动性产生动因和后果的理论分析,二是对公允价值收益波动性的实证检验。

在公允价值收益波动性理论分析方面,Barth(2006)将公允价值收益波动性的根源分为三类:经济活动本身具有的内在波动性(inherent volatility)(这是会计应当如实反映的)、公允价值计量误差以及所有资产和负债的混合计量导致的波动性(mixed-measurement volatility)。在三种来源当中,Barth认为公允价值计量误差(estimation error volatility)与会计信息的可靠性最为相关,内在波动性与会计信息相关性之间的联系

* 许新霞,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:xuxx7398@126.com;何开刚、黄丽,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072。

在国际会计准则理事会(IASB)和财务会计准则委员会(FASB)最新进行的公允价值级次的划分中,不活跃市场中的不可观察参数的输入大大增加了这种波动性(Barth, 2006)。

最为密切,他建议会计准则制定者应加强公允价值计量误差的披露,以帮助会计报告使用者正确评价收益波动性增加带来的风险。Boyer(2007)对公允价值波动性产生的根源进行了分析,他认为,与历史成本模式下追踪企业利润的产生过程不同,公允价值计量将股票市场的定价纳入到企业现有财务估价系统中,并把它作为确定股利水平的依据,股票市场的波动性由此被传送到企业内部的价值评估系统,并使金融市场过度的波动性向整个经济系统蔓延和渗透。Plantin等(2004)认为,在不完美市场存在的现实条件下,公允价值计量结果使财务报告向金融市场输入过量的波动性,该波动性增大了公司资产定价中的外部性影响,导致了银行短期行为的发生,对金融市场稳定性带来了不利影响。财务会计准则公报(SFAS)157号(2006)的颁布结束了公允价值计量缺乏内在逻辑一致性的局面,提出了公允价值可操作性定义,并通过设置公允价值级次反映其可靠性程度。

在实证检验方面,Barth等(1995)通过重述美国137家银行1971-1990年间的会计报表,率先对公允价值的“加速器”效应进行检验,结果发现:在公允价值计量方式下,银行收益的波动性更大,但收益波动性的增加并没有体现在银行的每股价格中,即“加速器”效应并不明显。Hodder等(2006)在Barth等(1995)的基础上以美国202家银行为样本,选取1996-2004年间的相关数据对公允价值“加速器”效应进行了拓展性研究。该研究结果表明,公允价值“加速器”效应明显存在,即公允价值收益的波动程度向资本市场传递了增量风险因素,更能反映银行内在风险,并与资本市场定价所要考虑的风险更为相关;显然,这与Barth等(1995)的研究结论不一致。其主要原因在于二者研究范围的不同,Barth等(1995)只考虑银行投资证券公允价值变动对收益波动性的影响,而Hodder等(2006)还考虑了其他金融工具的公允价值变动的影响,其研究结论更具说服力。

上述研究成果对美国会计准则和国际财务报告准则进一步扩大公允价值运用范围、改进会计信息质量提供了理论基础和现实依据。长期以来,历史成本在中国会计计量体系中一直居于统治地位。由于缺乏数据来源,我国学者对公允价值的研究主要局限于公允价值与其他计量属性的比较、我国引入公允价值计量可行性等方面,在研究方法上也多以规范研究为主。新会计准则的实施,为公允价值收益波动性研究提供了数据来源。本文基于国际金融危机背景,以我国上市商业银行为研究对象,对不同计量方式下的收益波动性进行了比较,并对公允价值波动性的市场反应进行了实证检验。

三、样本选择和描述性统计

(一)样本选择

本文以2006年1月-2009年6月间在沪深两市上市的所有商业银行为样本,我们最终的样本量包含14家银行。虽然从数量上看样本量较小,但从规模上看,截至2007年末,14家银行的总资产共计298 402.08亿元,占银行业金融机构总资产的56.7%;所选择样本贷款约占金融机构贷款余额的80%;从盈利能力上看,14家银行共实现净利润2 877亿元,占银行业金融机构利润总额的64.4%;从影响力上看,这14家银行已包括除中国农业银行外处于核心地位的第一梯队的国有商业银行、处于第二梯队的部分股份制商业银行和处于第三梯队的部分城市商业银行。因此,从整体来看,我们认为这些样本能够很好地反映我国商业银行的基本特征。

我们选定2006年1月-2009年6月为研究期间。在2005年8月,财政部发布了财会[2005]14号文《关于印发金融工具确认和计量暂行规定(试行)的通知》,要求2006年1月1日在上市和拟上市的商业银行范围内试行。该文在公允价值计量、金融工具分类、贷款减值准备计提方式等方面与新会计准则中的相关规定基本一致。因此,我们将2006年财务会计报表视同为按新会计准则编制。本文在上市商业银行

14家上市的商业银行包括:中国工商银行、中国建设银行、中国银行、交通银行、招商银行、中信银行、民生银行、浦东发展银行、兴业银行、华夏银行、深圳发展银行、北京银行、宁波银行、南京银行。

数据来源:中国证券监督管理委员会编,2009:《2008中国上市公司年鉴》,中国经济出版社,第366页。

如参考国际惯例的基础上修订的中国工商银行新财务会计基本制度已于2006年1月1日开始实施,由于新会计准则在很大程度上借鉴了国际会计惯例的要求,该行在新会计准则实施后的调整就很少(谷澎,2007:《会计标准国际化与新会计准则实施准备——工商银行的实践、难点和体会》,《金融会计》第1期);深圳发展银行也在2006年主动提前采用了新会计准则关于报表列表要求的标准(参见深圳发展银行股份有限公司2006年度报告)。

2006 - 2009年披露的季报、半年报和年报的基础上,以半年期为会计期间重新计算相关变量的数值。 相关会计数据从沪深交易所和上市商业银行的网站中手工收集,股票价格的历史数据来自于雅虎财经网,代表市场风险的 β 系数系自行计算得到。

表 1 提供了样本的描述性统计信息,14家银行权益的账面价值在 55.92 亿元 ~ 6149.21 亿元之间变动,平均总资产在 712.15 亿元 ~ 105114.25 亿元之间变动,贷款总额占平均总资产的比例在 0.40 ~ 0.75 之间变动,存款总额占平均总资产的比例在 0.60 ~ 0.97 之间变动。从这些指标的变动范围来看,所选样本具有广泛的代表性,有效避免了样本选取在规模、所有制形式等方面可能出现的偏误。

表 1	样本特征的描述性统计				
	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
平均总资产 (百万元)	2 133 206.00	884 149.50	10 511 425.00	71 214.50	2 799 044.00
贷款总额 (百万元)	1 110 914.00	550 988.00	5 154 526.00	30 629.00	1 334 943.00
贷款总额 / 平均总资产	0.57	0.55	0.75	0.40	0.09
存款总额 (百万元)	1 760 429.00	703 602.00	9 395 010.00	50 931.00	2 373 931.00
存款总额 / 平均总资产	0.81	0.82	0.97	0.60	0.08
权益的账面价值 (百万元)	130 289.90	43 882.05	614 921.00	5 592.00	181 720.30

(二)收益变量选取

新会计准则实施前的收益是历史成本方式下的净收益 (下文简称 $HCNI$),新会计准则中的净利润 (下文简称 $FVNI$) 是公允价值与历史成本混合计量的结果,它仍未将全部的银行核心经营活动的影响包括在内,仅包括利息收入和费用、贷款损失 (如贷款损失准备)、已实现的投资损益、经营费用、所得税费用等方面。基于此,我们在该利润基础上加上直接计入所有者权益的公允价值变动部分得到新准则引入公允价值后的全面收益 (下文简称 $FVCI$),它包括了交易性金融工具、指定为以公允价值计量且变动计入当期损益的金融工具、可供出售金融资产、套期工具、衍生金融工具等持有期间的公允价值变动,与新准则中的净利润相比较,该收益是对经营成果进行更加完备反映的一种计量方式。 为了对上述三种收益的波动性进行比较,我们对样本银行披露的净利润进行了重新计算,即在现行按新会计准则披露的净利润 $FVNI$ 的基础上,减去公允价值变动损益 (下文简称 FVR_1) 得到新准则实施前的历史成本下的收益 $HCNI$ 。在银行目前披露的净利润 $FVNI$ 的基础上加上公允价值变动直接计入所有者权益的利得和损失部分 FVR_2 ,得到混合计量下的公允价值全面收益 $FVCI$ 。上述收益变量可用公式表示如下:

$$HCNI = FVNI - FVR_1$$

$$FVCI = FVNI + FVR_2$$

表 2 和表 3 提供了所选收益变量的描述性统计数据,为了排除银行规模的影响,每个变量均以其在总资产中所占的比例表示。表 2 中的数据表明,三种收益之间存在着显著差异:历史成本下的净收益 $HCNI$ 的均值为 4.928% (中位数 4.910%),新准则实施后的净利润 $FVNI$ 的均值为 4.975% (中位数为 4.996%),新准则引入公允价值后的全面收益的均值为 5.098% (中位数为 5.117%)。表 3 中的数据是对样本三个银行收益变量进行的逐期分析,该表数据表明,在 2006 年 1 月 - 2009 年 6 月间,上市商业银行三种收益的变动趋势存在着差异。

表 2	14家样本银行 2006年 1月 - 2009年 6月有关收益变量的综合性统计描述				
	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$HCNI$	4.928	4.910	9.624	-3.477	1.989
FVR_1	0.047	0.023	2.018	-1.662	0.471
$FVNI$	4.975	4.996	9.762	-3.339	2.003
FVR_2	0.122	-0.030	6.039	-2.891	1.472
$FVCI$	5.098	5.117	12.486	-3.311	2.574

在这里选定半年为会计期间主要是为了增加面板数据中的期数,以避免小样本回归分析中的不足。

这种混合计量下的收益仍然是一种不完全的公允价值收益,并不是对银行经营成果的最完备的收益计量方式,它没有包括持有至到期投资、贷款和活期存款等大部分金融工具的公允价值变动损益,这些额外的公允价值变动损益对反映银行的风险和获利能力是至关重要的,由于目前对这部分公允价值尚难以确定,本文未将它考虑在内。

这一部分主要包括三个方面:可供出售金融资产公允价值变动净额、现金流量套期公允价值变动净额、权益法下被投资单位其他所有者权益变动的影响等方面。

表 3 14家样本银行 2006年 1月 - 2009年 6月有关收益变量的逐期统计描述

	2006年 1期	2006年 2期	2007年 1期	2007年 2期	2008年 1期	2008年 2期	2009年 1期
<i>HCN I</i>	3 485	3 462	4 615	5 236	7 018	4 093	5 526
<i>FVR₁</i>	0 032	0 151	- 0 086	- 0 004	0 252	0 144	0 250
<i>FVN I</i>	3 517	3 613	4 529	5 231	7 269	4 237	5 392
<i>FVR₂</i>	0 121	- 0 198	- 0 249	0 373	- 0 150	0 826	- 0 008
<i>FVCI</i>	3 638	3 415	4 280	5 604	7 120	5 063	5 384

四、实证检验及结果

(一)不同计量方式下的收益波动性检验

与 Hodder(2006)、Barth等 (1995)一样,我们用三种收益的方差来代表收益的波动性。表 4是对不同样本个体在 2006年 1月 - 2009年 6月间的三种收益 (以所占平均总资产的比例表示)的标准差进行的综合性统计描述,其中还包含了三种主要收益和一些组成项目的描述性统计数据。为增强不同规模公司间的数据可比性,所有的变量都按其在总资产中所占的比例表示。

表 4 收益波动性的统计描述和比较分析

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$\sigma_{HCN I}$	1.54	1.44	3.00	0.78	0.53
$\sigma_{FVN I}$	1.49	1.41	2.97	0.55	0.56
σ_{FVCI}	2.03	1.77	4.20	0.55	0.92

表 4中的数据表明,三种收益变量的方差之间存在着一定差异:新准则实施后的净利润的波动性略低于历史成本下的净收益的波动性,新准则引入公允价值后的全面收益 *FVCI*的波动性明显高于前两者。图 1描述了 2006年 1月 - 2009年 6月三种不同收益标准差的均值的变化情况:*FVCI*曲线是三条收益曲线中最为陡峭的,其波动性明显高于 *HCNI*和 *FVNI*的波动性。*HCNI*和 *FVNI*的波动性曲线较为平滑,而且二者之间的差异不明显。从图 1中可以看出,在 2007 - 2009年,各商业银行在国际金融危机的影响下,各项金融资产面临着重大的公允价值变动,收益呈现出剧烈的波动性。然而,在我国新会计准则谨慎、适度地引入了公允价值计量属性的条件下,非活跃市场的大量存在、金融工具估值管理制度的缺失使许多金融工具的计量面临着后续公允价值确定方面的困难 (潘秀丽, 2009),公允价值变动损益没有充分反映经济活动内在的波动性,导致 *FVNI*与 *HCNI*的波动性差异并不明显。

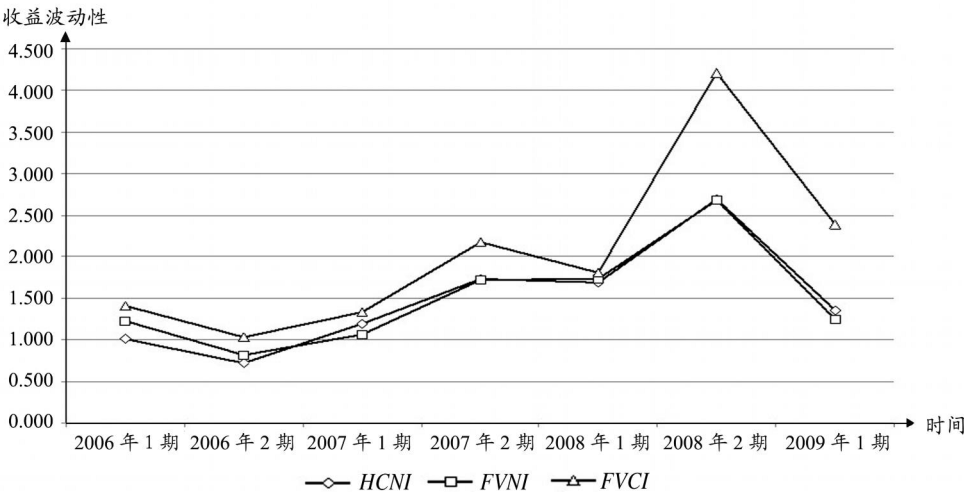


图 1 三种收益标准差的变化趋势比较

(二)收益波动性与市场风险之间关系的检验

本部分在控制商业银行披露的风险影响的基础上,对三个收益变量与股票市场中的市场风险 (以 β 系数表示)之间的关系进行检验,以验证公允价值计量下的收益波动性是否包含了与市场风险相关的信息,反映了市场风险要素的变化。本文选用上市银行披露的所持有的金融衍生品的名义价值 (*EXP*)和固定利率资

产与固定利率负债之间的差额 (即风险敞口 GAP)作为银行已披露风险的指标。如果收益波动性指标反映了市场风险要素的变化内容,那么在控制了银行已披露的风险指标的影响之后,市场风险指标与收益波动性指标之间应正相关。

我们将 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间 的每一种收益的标准差作为计量收益波动性的指标 (以所占平均总资产的比例形式表达),市场风险 β 通过计算沪深 300 指数与每家上市银行的股价间的相关系数得到,银行期末持有的衍生工具的总的名义价值 EXP 和风险敞口 GAP 的数据则来源于各商业银行公开披露的中报和年报。为增强不同规模公司间的数据可比性,这两个变量都按其占总资产的比例表示。表 5 中的数据包括了 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间股票市场风险指标 β 和两个银行披露的市场风险指标的描述性统计。

表 5 14家商业银行风险指标的统计描述					
	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
β	0.986	0.967	1.395	0.363	0.185
GAP	0.056	0.053	0.133	0.017	0.023
EXP	0.116	0.089	0.446	0.000	0.110

表 6 中的数据是对三个收益波动性指标、三种市场风险指标的相关性统计分析。需要说明的是, $HCNI$ 和 $FVNI$ 间的相关系数高达 0.963,这主要由两个方面的原因造成:一是我国新会计准则谨慎性引入公允价值,其计量范围十分狭窄;二是在目前的市场环境下,非活跃市场的大量存在、金融工具估值管理制度缺失的客观存在使许多金融工具的运用公允价值计量难以进行,因此公允价值变动损益的影响十分有限,与历史成本计量下的净收益十分接近。表 6 中的数据为三种收益波动性指标与 β 之间的关系提供了线索和证据:三种收益波动性指标都与 β 之间呈弱相关, β 与其他两个风险指标 GAP 、 EXP 之间呈较弱的负相关。

表 6 收益波动性指标与风险指标之间的相关性分析						
	σ_{HCNI}	σ_{FVNI}	σ_{FVCI}	β	GAP	EXP
σ_{HCNI}	1.000	0.963	0.330	0.111	-0.146	0.081
σ_{FVNI}	0.963	1.000	0.435	0.105	-0.079	-0.044
σ_{FVCI}	0.330	0.435	1.000	-0.071	0.304	-0.294
β	0.111	0.105	-0.071	1.000	-0.333	-0.299
GAP	-0.146	-0.079	0.304	-0.333	1.000	0.118
EXP	0.081	-0.044	-0.294	-0.299	0.118	1.000

我们采用 Hodder 等 (2006) 的回归模型,对三种收益波动性指标中是否包含与市场风险相关的信息进行了进一步的回归分析。首先,将 β 作为市场风险变量,检验三种收益波动性指标是否提供了 GAP 和 EXP 没有提供的信息。其次,我们检验 $FVNI$ 和 $FVCI$ 波动性增量是否提供了额外的风险信息。测试所用的回归模型如下所示:

$$\beta_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 EXP_{jt} + \alpha_2 GAP_{jt} + \alpha_3 \sigma_{HCNI_{jt}} + \varepsilon_{jt} \tag{1}$$

$$\beta_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 EXP_{jt} + \alpha_2 GAP_{jt} + \alpha_3 \sigma_{FVNI_{jt}} + \varepsilon_{jt} \tag{2}$$

$$\beta_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 EXP_{jt} + \alpha_2 GAP_{jt} + \alpha_3 \sigma_{FVCI_{jt}} + \varepsilon_{jt} \tag{3}$$

$$\beta_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 EXP_{jt} + \alpha_2 GAP_{jt} + \alpha_3 \sigma_{HCNI_{jt}} + \alpha_4 (\sigma_{FVNI_{jt}} - \sigma_{HCNI_{jt}}) + \alpha_5 (\sigma_{FVCI_{jt}} - \sigma_{FVNI_{jt}}) + \varepsilon_{jt} \tag{4}$$

上述模型中, β_{jt} 代表 j 银行在 t 期末的市场风险水平,模型 (1)、(2) 和 (3) 对三种收益波动性指标是否提供了 EXP 和 GAP 以外的风险信息,如果提供了额外的风险信息, α_3 的值应为正,并且是显著的。模型 (4) 检验在控制了 GAP 和 EXP 的影响之后,全面收益波动性和公允价值收益波动性的增量部分是否提供了相关的市场风险增量信息,如果是,则 α_4 和 α_5 的值应为正。为了控制研究期间内样本间的估价不同带来的影响,我们允许每年的截距在 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间是变化的。

表 7 中的数据报告了这些模型的参数估计结果。模型 (1)、(2)、(3) 和 (4) 的检验结果表明, GAP 和 EXP 与市场风险呈显著的反向关系,这与表 6 中检验结果一致;三种收益波动性均没有提供与市场风险相

由于部分上市公司在 2007 年才上市,在本部分当中只对 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间的 5 期数据进行了测试。

关的增量信息；FVN I与 FVC I的波动性增量部分也没有提供与市场风险相关的增量信息。

表 7 收益波动性与市场风险 β 间的回归分析

	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
EXP	- 0.419*** (0.008)	- 0.401** (0.011)	- 0.437*** (0.010)	- 0.532*** (0.006)
GAP	- 2.399*** (0.0018)	- 2.467*** (0.001)	- 2.351*** (0.004)	- 1.899** (0.029)
σ _{HCN I}	0.031 (0.344)			0.027 (0.4381)
σ _{FVN I}		0.024 (0.444)		
σ _{FVCI}			- 0.012 (0.5725)	
σ _{FVN I} - σ _{HCN I}				- 0.057 (0.685)
σ _{FVCI} - σ _{FVN I}				- 0.024 (0.321)
Adjusted R ²	0.445	0.442	0.440	0.440
F - statistic	8.896	8.808	8.731	7.023
(Pr>F)	0.000	0.000	0.000	0.000

注：***、**、*分别表明在 1%、5%、10%显著性水平上显著；括号内数值为显著性水平。

(三)收益波动性与股票价格关系的检验

为进一步探讨资本市场对公允价值收益波动性的反应,我们运用 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间的数据对三种收益波动性指标与股价之间的联系进行了测试。借鉴 Hodder 等 (2006) 的做法,我们在 Ohlson (1995) 剩余收益模型的基础上,通过模型 (5) - 模型 (8) 依次考虑 HCN I、FVN I、FCN I 的收益波动性以及 FVCI 和 FVN I 在 HCN I 基础上所增加的波动性对股票价格带来的影响。

$$P_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 BVE_{jt} + \alpha_2 AE_{jt} + \alpha_3 (GAP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_4 (EXP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_5 EXP_{jt} + \alpha_6 (\sigma_{HCN I_{jt}} \times AE_{jt}) + \varepsilon_{jt} \tag{5}$$

$$P_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 BVE_{jt} + \alpha_2 AE_{jt} + \alpha_3 (GAP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_4 (EXP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_5 EXP_{jt} + \alpha_6 (\sigma_{FVN I_{jt}} \times AE_{jt}) + \varepsilon_{jt} \tag{6}$$

$$P_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 BVE_{jt} + \alpha_2 AE_{jt} + \alpha_3 (GAP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_4 (EXP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_5 EXP_{jt} + \alpha_6 (\sigma_{FVCI_{jt}} \times AE_{jt}) + \varepsilon_{jt} \tag{7}$$

$$P_{jt} = \alpha_0 + \sum_5 \alpha_{2007-2009} + \alpha_1 BVE_{jt} + \alpha_2 AE_{jt} + \alpha_3 (GAP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_4 (EXP_{jt} \times AE_{jt}) + \alpha_5 EXP_{jt} + \alpha_6 (\sigma_{HCN I_{jt}} \times AE_{jt}) + \alpha_7 (\sigma_{FVN I_{jt}} - \sigma_{HCN I_{jt}}) \times AE_{jt} + \alpha_8 (\sigma_{FVCI_{jt}} - \sigma_{FVN I_{jt}}) \times AE_{jt} + \varepsilon_{jt} \tag{8}$$

在上述模型中, P_{jt} 代表 j 银行在 t 期期末的每股价格; BVE_{jt} 代表 t 期末每股权益的账面价值; AE_{jt} 代表 t 期的每股非正常收益。 BVE_{jt} 和 AE_{jt} 的数据从上市银行披露的会计报告中获取。 同上文一致, EXP 和 GAP 代表银行已披露风险的水平。在模型当中, 收益波动性对股价的作用通过与非正常收益的交互影响来实现。 同样地, 为了控制研究期间内样本间的估价不同带来的影响, 我们允许每年的截距在 2007 年 1 月 - 2009 年 6 月间是变化的。

在每个模型中, 在控制了银行披露的利率风险和市场风险的信息影响之后, 一个显著性的负 α_6 意味着不管以哪一种方式计量收益, 其收益波动性指标均反映了资本市场定价中的风险要素。 因为随着上市商业银行收益波动性的增加, 投资者面临的投资风险增加, 将认定一个更高的到期收益率水平, 继而降低了股票价格。

该模型认为影响上市公司股票价格的因素主要包括两个方面: 账面价值和非正常收益。 在完美的市场中, 股票价格就应该等于其账面价值。 但在非完美市场中, 二者并不一致, 导致非完美市场存在的因素通过非正常收益对股价产生影响。

由于在三种收益波动性指标中,我们假设 σ_{FVCI} 是三种收益波动性中最完备的代表, σ_{FVNI} 次之,模型 (8) 考虑的是增加的收益波动性和 AE 之间的交互影响,如果模型 (8) 中的 α_7 、 α_8 为负,则表明收益波动性的增加被投资者作为风险增加的一个要素,在资本市场中被定价。

表 8 中的数据是对模型 (5) - 模型 (8) 中涉及到的股价、波动性指标及其他相关指标间的描述性统计分析。表 9 中的数据报告了模型 (5) - 模型 (8) 的检验结果。不同模型的检验结果显示了高度的一致性:第一,股价与 BVE 均呈现显著的正相关,这表明,不管是否采用公允价值计量,银行的账面价值始终是影响股价的重要因素;第二,在考虑了与 AE 之间的交互作用后,股价和各种收益波动性的关系均不显著,这表明三种收益波动性指标没有反映与股价相关的信息,市场也没有将公允价值计量导致的收益波动性的增加视为风险增加的要素予以定价。换言之,银行股票价格并不反映收益波动性的变化,公允价值的“加速器”效应在我国并不存在。

表 8		描述性统计			
	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
P	13.24	9.69	50.62	2.89	9.24
BVE	3.84	3.16	9.80	1.45	2.08
AE	-0.00084	0.00044	0.12320	-0.19447	0.03908
$\sigma_{HCNI} \times AE$	0.00005	0.00076	0.19096	-0.29307	0.05793
$\sigma_{FVNI} \times AE$	-0.00059	0.00077	0.18283	-0.31135	0.06058
$\sigma_{FVCI} \times AE$	-0.00629	0.00079	0.20685	-0.54559	0.10213

表 9		收益波动性与股票价格间的回归结果			
	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	
截距	1.753 (0.369)	1.661 (0.399)	1.484 (0.459)	1.543 (0.433)	
2007年 1期	5.540*** (0.004)	5.559*** (0.004)	5.939*** (0.002)	5.847*** (0.002)	
2007年 2期	6.314*** (0.001)	6.601*** (0.001)	6.973*** (0.000)	5.881*** (0.002)	
2008年 1期	- 1.770 (0.325)	- 1.782 (0.327)	- 1.802 (0.325)	- 1.721 (0.332)	
2008年 2期	- 6.872*** (0.000)	- 6.882*** (0.000)	- 6.737*** (0.001)	- 6.412*** (0.001)	
<i>BVE</i>	2.685*** (0.000)	2.711*** (0.000)	2.775*** (0.000)	2.722*** (0.000)	
<i>AE</i>	- 285.614* (0.071)	- 233.873 (0.160)	23.240 (0.85)	- 173.164 (0.296)	
<i>GAP</i> × <i>AE</i>	189.035 (0.773)	355.737 (0.582)	949.150 (0.390)	1171.139 (0.356)	
<i>EXP</i> × <i>AE</i>	818.948*** (0.002)	919.742*** (0.001)	658.158* (0.082)	74.974 (0.973)	
<i>EXP</i>	- 2.818 (0.600)	- 3.039 (0.575)	- 3.350 (0.540)	- 1.990 (0.709)	
σ_{HCNI} × <i>AE</i>	176.082 (0.119)			158.655 (0.159)	
σ_{FVNI} × <i>AE</i>		125.635 (0.248)			
σ_{FVCI} × <i>AE</i>			- 41.959 (0.559)		
$(\sigma_{FVNI} - \sigma_{HCNI})$ × <i>AE</i>				- 503.632 (0.217)	
$(\sigma_{FVCI} - \sigma_{FVNI})$ × <i>AE</i>				- 113.739 (0.181)	
Adjusted <i>R</i> ²	0.750	0.745	0.740	0.756	
<i>F</i> - statistic	21.651	21.142	20.686	18.856	
(<i>Pr</i> > <i>F</i>)	0.000	0.000	0.000	0.000	

注：***、**、* 分别表明在 1%、5%、10% 显著性水平上显著；括号内数值为显著性水平。

五、研究结论与局限

本文以 14 家商业银行 2006 年 1 月 - 2009 年 6 月间的数据为样本,对三种收益的波动性进行了分析。我们发现,新准则实施后的净利润的波动性略低于历史成本下的净收益的波动性,新准则引入公允价值后全面收益的波动性明显高于前两者。这三种收益波动性都没有提供与市场风险相关的增量信息,市场也没有将公允价值计量导致的收益波动性的增加视为风险的要素而予以定价,银行股票价格并不反映公允价值会计导致的收益波动性增加。这表明,公允价值的“加速器”效应在我国资本市场并不存在。

我们认为,由于我国并不存在公允价值的“加速器”效应,有效避免了公允价值计量导致的收益波动性的影响,在一定程度上削弱了美国金融危机造成的市场震荡向我国金融市场的传导。目前,扩大公允价值计量范围、实施完全公允价值计量却正是 FASB 和 IASB 等会计准则制定机构的目标和努力方向,上述研究结论对我国会计准则制定机构在改进公允价值计量方面是有帮助的,该结论也将为监管者评估公允价值在资本监管方面的作用提供有益的参考。

本文的研究尚存在一定的局限性:一方面,由于目前在沪深两市上市的商业银行仅为 14 家,在样本规模方面存在一定欠缺,这可能影响研究结果。另一方面,就整个金融工具来说,我国公允价值运用范围仍很狭窄,再加上非活跃市场的广泛存在,我们无法获取非公允价值计量工具(包括贷款、持有至到期投资、应收款项类投资、吸收存款、应付债券等项目)的公允价值,导致无法构建出包含所有金融工具的公允价值变动的完全公允价值收益,这将影响本文结论同国外类似研究结论之间的可比性。

参考文献:

1. 丁友刚、岳小迪, 2009:《贷款拨备、会计透明与银行稳健》,《会计研究》第 3 期。
2. 潘秀丽, 2009:《非活跃市场条件下金融工具计量问题研究》,《会计研究》第 3 期。
3. Barth, M. E. 2006 "Fair Values and Financial Statement Volatility" <http://www.iasb.org/NR/rdonlyres/721AD4A0-42BB-4A09-9A91-140D27D65B84/0/FairValuesandFinancialStatementVolatility.pdf>
4. Barth, M. E., W. R. Landsman, and J. M. Wahlen. 1995. "Fair Value Accounting: Effects on Banks' Earnings Volatility, Regulatory Capital, and Value of Contractual Cash Flows" *Journal of Banking and Finance*, 19: 577 - 605.
5. Boyer, R. 2007. "Assessing the Impact of Fair Value upon Financial Crises" *Socio - Economic Review*, 5: 779 - 807.
6. FASB. 2006 "Statement of Financial Standards: No. 157 Fair Value Measurements" <http://www.fasb.org/st/summary/stsum157.shtml>
7. Hirst, E., P. Hopkins, and J. Wahlen. 2004. "Fair Values, Income Measurement and Bank Analysts' Risk and Valuation Judgments" *The Accounting Review*, 79: 453 - 472.
8. Hodder, L. D., P. E. Hopkins, and J. M. Wahlen. 2006. "Risk - Relevance of Fair - Value Income Measures for Commercial Banks" *The Accounting Review*, 81 (2): 337 - 375.
9. Ohlson, J. A. 1995. "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation" *Contemporary Accounting Research*, 11 (2): 661 - 687.
10. Plantin, G., S. Haresh, and S. H. Shin. 2004. "Fair Value Reporting Standards and Market Volatility" http://faculty.chicagobooth.edu/haresh.sapra/docs_OP/plantinsaprashin.pdf

The Return Volatilities of Fair Value and the Response of the Market:

The Evidence from the Listed Commercial Banks in China

Xu Xinxia, He Kaigang and Huang Li

(School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: With a sample of 14 Chinese listed commercial banks from 2006 to 2009, we investigate return volatilities caused by the newly introduced accounting method: fair value. We find that there is no much difference in the net return volatilities between historical - cost method and fair - value method. The fair - value return volatilities has neither been considered as risk elements and priced by the market, nor has any impact on bank share price, which indicates that the fair - value return volatilities has no significant function or "accelerating effect" on the stock market in China. Our conclusions may be of some significance to improving fair value accounting system and strengthening accounting regulations on financial market in China.

Key Words: Fair Value; Return Volatility; Market Risk

JEL Classification: M41, G21

(责任编辑:彭爽)