

公允价值对上市公司业绩变动的影晌研究

——基于中国资本市场环境的经验证据

邵毅平,张 健

(浙江财经学院 会计学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:使用我国2007年至2008年持续两年采用公允价值计量的97家上市公司提供的季报数据,运用SPASS软件对公允价值计量与公司业绩变动之间关系的分析表明:宏观经济指标能够显著地传导于公允价值,公允价值的变动损益对企业的业绩变动具有扩张效应。

关键词:公允价值;宏观经济指标;扩张效应

中图分类号:F230;F270.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-8750(2010)02-0042-06 **收稿日期:**2009-12-15

作者简介:邵毅平(1963—),女,浙江兰溪人,浙江财经学院会计学院教授,硕士生导师,主要研究方向为会计准则、会计理论与公司治理;张健(1981—),男,江苏淮安人,浙江财经学院会计学院硕士生,主要研究方向为资本市场环境下的财务会计问题。

《新会计准则》的最大亮点便是审慎地引入公允价值计量方式。从《新会计准则》的实施情况看,2007年上市公司的业绩普遍出现了超出预期的增长,公司的股价屡屡创出新高。2008年受到美国次贷危机、全球金融市场疲软的影响,上市公司的业绩随之出现了大幅度的缩水,股价纷纷下跌至谷底。在我国新的会计准则刚刚开始实施的两年中上市公司业绩和股价出现这种冰火两重天的现象,让人们不能不产生以下的疑问:一是宏观经济运行环境的改变是否改变了公允价值计量的市场基础?二是上市公司的业绩出现如此大的波动,公允价值在其中到底起了何种作用?公允价值变动影响能否通过GDP、CPI及短期银行存贷款率差等指数传递出扩大的企业业绩变动量?本文选取上市公司季报数据,以上市公司已上市流通股市值作为衡量业绩的指标,建立计量模型,试图找到上述问题的答案。

一、相关文献综述

国外对公允价值计量与企业业绩变动关系的研究文献非常丰富。1996年Eccher、Ramesh和Thiagarajan的研究发现:金融工具的公允价值与账

面价值之间存在的差异在一定程度上和资产的公允价值与账面价值的比值是有联系的,但是,公允价值披露金融工具以外的其他证券具有价值相关性的结论只能在有限的集合内有效。投资证券的公允价值在解释权益市场价值方面具有显著的增量解释力^[1]。2002年Carroll、Linsmeier和Petroni的研究发现:公允价值计量方式与投资证券的收益和损失存在密切联系^[2]。2003年Khurana和Myung-Sun Kim的研究发现:从样本整体研究来看,无法明确识别公允价值和历史成本在解释力方面有所不同,但是对于那些小的和那些没有分析师跟踪的BHCs样本,公允价值计量的可供出售证券(建立在积极的交易既定的市场上的金融工具)对权益价值具有很好的解释力。他们认为:当目标市场能或不能确定有效公允价值的时候,公允价值就具有更多的或者比较少的价值相关性^[3]。2008年Danbolt和Rees的研究发现:公允价值计量收入远比历史成本计量具有更多的价值相关性,但是房地产行业显示出的结果要次于投资基金行业和整个混合样本值。他们认为:当市场价值可以明确估计时,公允价值是高度相关和无偏的;如果市场价值是模糊的,公允价值将会在会计计量上显示出较低

相关性^[4]。2007年 Ramanna 和 Watts 通过测试具有市场减值迹象(公司公允价值与历史价值比值低于1)的企业发现:非减值现象与以公允价值计量为基础的自由裁量权显著相关的,但是未找到证据证明非减值现象与管理人员高于市场平均水平的善意估计是否相关^[5]。可见,国外学者在公允价值计量与企业业绩之间关系的研究中取得了较为一致的观点:公允价值在权益市场价值增量信息方面具有较好的解释力。

国内学者对这一领域的研究起步较晚,研究相对比较薄弱。2005年邓传洲对B股公司按国际会计准则第39号(IAS39)披露公允价值的股价反应进行研究时发现:公允价值披露显著地增加了会计盈余的价值相关性,但是公允价值调整及持有利得(损失)对股价的影响存在差异,按公允价值计量的投资持有利得(损失)具有较弱的增量解释能力^[6]。2008年朱凯、李琴和潘金凤采用 Ohlson 模型从公允价值信息披露角度进行的研究发现:信息环境对公允价值在股票定价中的作用存在显著的影响,即公司与投资者之间的信息不对称程度越高,公允价值对股票定价的增量作用越显著^[7]。2009年黄丽娟和张佳梦以中国13家上市银行2006年至2008年的季度财务报表数据为样本,对银行持有的金融工具公允价值变动对其利润波动性的影响进行了实证分析,发现:公允价值计量下银行利润的波动性显著大于历史成本计量下的利润波动性^[8]。

公允价值的制定宗旨是通过提供直接反映未来经济资源流入的公允价值信息,帮助投资者做出决策,从而提高股票定价效率。FASB 在 SFAS157 中将公允价值定义为“在计量日,市场参与者之间在有序的市场交易中,出售资产所获得的价格或清偿债务所出的价格”。同时,FASB 根据公允价值计量估价技术所用参数的可靠程度将公允价值级次划分为三个等级。我国的资本市场环境具有特殊性,上市公司的股权结构与西方上市公司之间也存在着显著不同,所以我国的公允价值计量对企业业绩的影响要远比国外资本市场复杂得多。

本文提出两个假说:

假说1. 宏观经济可以通过市场传导机制反映到企业公允价值变动损益上。

假说2. 公允价值变动损益通过信号传递机制,对企业的业绩变动(股价)产生扩大效应。

二、研究设计

(一) 模型建立

本文认为宏观经济环境能够传导于公允价值变动损益。市场经济中价格受供求的影响处于不断变化的过程中,而价格的波动必然表现为一个传导过程,银行存贷、货币供应、国内物价水平的变动最终将会在资本市场得到反映,宏观经济环境的变化将从根本上改变公允价值的计量基础。

本文建立模型(1)和模型(2)来分别验证假说1和假说2。

$$FAV_{i+t} = \alpha + \beta_1 GDP_i + \beta_2 (R_d - R_c)_i + \beta_3 (R_d - R_c)_i^2 + \beta_4 (R_d - R_c)_i^3 + \beta_5 CPI_i + \beta_6 CPI_i^2 + \beta_7 CPI_i^3 + \delta \quad (1)$$

$$|\Delta DAV| = \alpha + \beta_1 \ln |FAV| + \beta_2 (\ln |FAV|)^2 + \beta_3 (\ln |FAV|)^3 + \beta_4 SH_1 + \beta_5 SH_{2-5} + \beta_6 JG + \beta_7 SIZE + \delta \quad (2)$$

模型(1)中的 FAV_{i+t} 为样本公司 $i+1$ 期的公允价值变动影响额,我们知道公允价值变动影响额主要由两部分构成,一部分计入利润表中公允价值变动损益,一部分直接计入所有者权益中,而利润表的盈余信息含量受到更多的关注,对投资者具有更直接的信息传递效应。另一方面,由于我们所选取的季度财务报表是简表的形式,公允价值变动影响额数据难以获取。因此,我们采用利润表中的公允价值变动损益为替代量。 GDP_i 为 i 期国内生产总值环比增长率, R_d 为银行6个月贷款利率, R_c 为银行活期存款利率, CPI_i 为 i 期消费者价格指数。由于宏观经济通过价格传导机制作用于企业业绩往往存在一个时滞,因此我们选取 i 期的宏观经济指标对 $i+1$ 期的公允价值变动额进行回归分析。根据本文的研究假说1,我们认为,变量 GDP_i 与被解释变量之间存在着正的相关性, $(R_d - R_c)$ 为短期银行存贷款率差,此率差在一定程度上反映了货币的供给政策,如果 $(R_d - R_c)$ 的平方项与被解释变量存在相关性,则认为两者之间存在着非线性关系。 CPI 即消费者物价指数是通货膨胀指数的代表,一般说来 $CPI > 3\%$ 的增幅时,我们就称之为通货膨胀,当 CPI 成为经济不稳定因素时,就会存在紧缩货币政策和财政政策的风险,从而造成经济前景不明朗,对企业的业绩将会产生重大影响。但适度的通胀可以一定程度地提升企业业绩,因此我们预期变量 CPI 的平方与被解释变量之间存在着显著的相关性。

模型(2)中因变量是 $|\Delta DAV|$,我们将其定义为短期(季度)上市公司的市价变动绝对值,等于(季末股价-季初股价) \times 已上市流通股。自变量加入了 $\ln|FAV|$ 的一次方、平方项和三次方,以考察公允价值变动项与企业权益市场价值变动是否存在非线性关系。我们预期此变量与上市公司市值变动存在N型曲线关系。控制变量 SH_1 为第一大控股股东的持股比例, SH_{2-5} 为第二到第五大股东的合计控股比例。根据信息不对称理论,企业的各利益集团之间存在着信息暗盒^①,他们在企业定价方面的博弈,最终会影响市场投资者决策。JG为机构投资者数量,2008年储一昀和仓勇涛对2000年至2005年353家IPO公司及1323个分析师定价预测的观测值的研究发现:分析师定价预测的一致性与公司上市首日收盘价在统计上没有显著差异,并能很好地解释公司上市首日收盘价,这表明分析师预测的价格是值得信赖的^{[9]②}。由于我国资本市场信息披露制度还不健全,中小投资者获取信息的成本较高,而机构投资者具有专业的分析团队,能够比较容易地根据资本市场环境评估企业价值。根据博弈理论中的占先原则和信号传递理论,如果中小股东比较相信机构投资者而选择搭便车,公允价值对企业的业绩变动影响将降低。SIZE为企业资产规模。1981年Banz将纽约交易所的上市公司分为5类,发现最小一类的公司股票平均收益率要高出最大一类股票平均收益率达19.8%。我们预期

企业的资产规模越大,由公允价值引发的业绩变动边际效应越小。

(二) 样本选取

本文数据来自于金融研究数据库(ERSSET)、国家统计局网站以及中国人民银行网站。本文剔除了2007年以后上市和数据不全的上市公司,选取了2007年至2008年季度公允价值变动损益持续完整的97家上市公司为样本,使用SPASS13.0统计分析软件进行数据模型检验。

三、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

表1是模型(1)各主要变量的描述性统计结果。我们从GDP的25分位、中位数、75分位以及最大、最小值的比较来看,GDP在2007年和2008年各季度之间的变化是比较大的,这主要是受当前全球金融危机的影响,GDP变量的25分位值为9.5%,显示我国GDP的增长维持在较高的水平,这主要归因于我国政府执行的宏观政策减缓了经济的衰退。其次,从 $(R_d - R_c)$ 的标准差和25分位、中位数和75分位看,银行短期的存贷缺口相对变化较小且比较集中。而CPI的25分位等于3%,结合 $(R_d - R_c)$ 的率差缺口的中位数大于均值并且数值较大,我们据此认为我国现阶段已经处于通货膨胀时期,且CPI标准差较大,意味着我国现阶段投资者市场信心以及资本市场环境变化将会随之产生波动,对企业的公允价值变动损益将会产生重要的影响。

表1 模型(1)主要变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 25分位 | 中位数 | 75分位 |
|-----------------|--------|----------|--------|--------|--------|---------|---------|
| GDP | 10.27% | 0.014725 | 6.80% | 11.90% | 9.500% | 10.850% | 11.350% |
| $(R_d - R_c)$ | 5.40% | 0.004460 | 4.50% | 5.85% | 5.025% | 5.580% | 5.850% |
| $(R_d - R_c)^2$ | 0.30% | 0.000460 | 0.20% | 0.34% | 0.255% | 0.310% | 0.340% |
| $(R_d - R_c)^3$ | 0.016% | 0.000038 | 0.009% | 0.020% | 0.013% | 0.018% | 0.020% |
| CPI | 4.98% | 0.017171 | 2.50% | 7.77% | 3.000% | 5.470% | 6.300% |
| CPI^2 | 0.28% | 0.001689 | 0.06% | 0.60% | 0.090% | 0.300% | 0.395% |
| CPI^3 | 0.017% | 0.000138 | 0.002% | 0.047% | 0.003% | 0.017% | 0.026% |

从表2中可以初步看出 $\ln|FAV|$ 、 $\ln|FAV|^2$ 、 $\ln|FAV|^3$ 的描述性统计指标比较集中于均值附近,具有较好的正态分布形式。 SH_1 和 SH_{2-5} 显示我国上市公司的股东的控股比例差异较大,主要是由于我国上市公司伴随着股权分置改革的影响,同时受到上市公司所处的行业、地位以及资产规模等因素的影响。JG的统计指标显示样本公

司一般都受到机构投资者的关注,平均家数6家,

①在资本市场环境下,信息本身就成了一种商品,代表了一定的价值,由于人是非理性的,又都想实现自身利益的最大化,各利益集团往往会独占信息资源享受超额收益,造成了信息不能全流通,产生暗盒现象。

②此外,该研究还为分析师意见分歧作为风险衡量替代的假说提供了证据支持,并发现分析师人数对公司首日回报率的影响是通过抑制股价非理性增长效应和不确定性拓展效应共同作用而产生。

5 分位及 95 分位数据指标显示极值状态的数据是小概率的,机构投资者对样本公司抱有信心。

SIZE 的各项指标说明能够一贯采用公允价值计量的上市公司资产规模庞大。

表 2 模型(2)主要变量的描述性统计

| 变量 | N | 均值 | 标准差 | 极小值 | 极大值 | 5 分位 | 中位值 | 95 分位 |
|----------------------|-----|----------|----------|-----------|----------|----------|----------|----------|
| Ln FAV | 776 | 14.76 | 2.39 | 2.86 | 22.63 | 10.44 | 15.09 | 18.25 |
| Ln FAV ² | 776 | 223.51 | 67.78 | 8.17 | 512.10 | 108.96 | 227.79 | 332.9 |
| Ln FAV ³ | 776 | 3458.52 | 1520.74 | 23.36 | 11588.46 | 1137.45 | 3437.9 | 6073.95 |
| SH ₁ | 776 | 0.34 | 0.16 | 0.08 | 0.84 | 0.12 | 0.29 | 0.62 |
| SH ₂₋₅ | 776 | 0.14 | 0.11 | 0.01 | 0.48 | 0.01 | 0.11 | 0.35 |
| JG | 776 | 5.89 | 3.64 | 0.00 | 23.00 | 1 | 6 | 10 |
| SIZE | 776 | 1.13E+10 | 2.67E+10 | 329964757 | 2.00E+11 | 7.72E+08 | 2.84E+09 | 6.19E+09 |

表 3 假说 1 样本的 PERSON(左下)、SPERMAN(右上)相关性检验

| | ΔFAV_{i+1} | GDP_i | $(R_d - R_c)_i$ | $(R_d - R_c)_i^2$ | $(R_d - R_c)_i^3$ | CPI_i | CPI_i^2 | CPI_i^3 |
|--------------------|--------------------|---------|-----------------|-------------------|-------------------|----------|-----------|-----------|
| ΔFAV_{i+1} | | 0.016 | -0.359** | -0.359** | -0.359** | -0.294** | -0.302** | -0.302** |
| GDP_i | 0.011 | | 0.171** | 0.171** | 0.171** | 0.119** | 0.168** | 0.168** |
| $(R_d - R_c)_i$ | -0.028 | 0.502** | | 1.000** | 1.000** | 0.903** | 0.920** | 0.920** |
| $(R_d - R_c)_i^2$ | -0.026 | 0.507** | 0.999** | | 1.000** | 0.903** | 0.920** | 0.920** |
| $(R_d - R_c)_i^3$ | -0.029 | 0.435** | 0.997** | 0.996** | | 0.903** | 0.920** | 0.920** |
| CPI_i | -0.024 | 0.268** | 0.926** | 0.923** | 0.939** | | 0.994** | 0.994** |
| CPI_i^2 | -0.019 | 0.229** | 0.882** | 0.881** | 0.897** | 0.989** | | 1.000** |
| CPI_i^3 | -0.012 | 0.182** | 0.811** | 0.813** | 0.828** | 0.954** | 0.987** | |

注: ** 表示在 0.01 水平(双侧)上显著相关, * 表示在 0.05 水平(双侧)上显著相关。

(二) 回归结果分析

表 3 假说 1 的变量相关性检验结果显示,无论是 Person 检验还是 Sperman 检验都显示出 ΔFAV 与 GDP 成正相关关系,而与银行短期存贷款率差 $(R_d - R_c)$ 、 $(R_d - R_c)^2$ 、 $(R_d - R_c)^3$ 成负相关关系,与消费者价格指数 CPI 、 CPI^2 、 CPI^3 成负相关关系。同时各自变量之间呈现出高度的正相关性,说明存在着比较严重的多重共线性。我们认为自变量之间存在比较严重的多重共线性的原因在于选取的宏观经济指标多属于政策型指标,具有同质性,但是各变量对公允价值变动损益具有较强的经济解释意义,我们仍然在模型中保留。考虑到我国资本市场环境的特殊性,采用公允价值计量方式的上市公司样本数量较少,因此我们对假说 1 的检验放宽到 0.1 的置信水平区间。对假说 1 的回归结果如表 4 所示。

表 4 的回归结果显示,我国目前的资本市场还是处于一个政策导向型市场。因此,反映企业当期利润的公允价值变动损益自然离不开企业所处的宏观资本市场环境。在 GDP 、 $(R_d - R_c)$ 、 CPI 等指标中只有 GDP 与 $(R_d - R_c)$ 这两个指标是与

表 4 假说 1 的回归分析结果

| 变量 | 标准系数 | t 值 | p 值 |
|-------------------|--------|--------|-------|
| GDP_i | 0.203 | 1.9 | 0.058 |
| $(R_d - R_c)_i$ | -4.073 | -2.344 | 0.019 |
| $(R_d - R_c)_i^2$ | 2.374 | 1.541 | 0.123 |
| $(R_d - R_c)_i^3$ | 1.218 | 1.179 | 0.239 |
| CPI_i | -1.537 | -1.926 | 0.167 |
| CPI_i^2 | -0.924 | -1.488 | 0.137 |
| CPI_i^3 | 1.253 | 1.585 | 0.113 |

公允价值变动损益 FAV 显著相关。 i 期 GDP 与 $i+1$ 期 FAV 显著正相关,说明了 GDP 指标具有较强的信号传递效应,加之企业的业绩变化本身具有一定的路径通道,具有一定的延续性,企业业绩的整体变化反作用于下一期的 GDP 指标,产生顺周期效应。 GDP 的变化从侧面反映了企业业绩的整体状况。而变量 $(R_d - R_c)$ 与公允价值变动损益显著负相关,主要因为 2007 年以来的银行短期存贷率差的扩大是由短期存贷利率的双降而不是短期存贷利率的双升造成,即同期贷款利率的下降幅度低于存款利率的下降幅度。存贷利率的双降表示我国经济环境承受着紧缩压力,近年宏观

政策主要是扩大内需,扶持国内企业的发展,因此企业依靠市场定价的公允价值计量损益显然会与之负相关,这与我们的预期相符。而 CPI 等变量与公允价值变动损益的相关性并不显著,我们认为这是由于房地产价格、股价及一系列交易性金融资产与通货膨胀预期之间具有复杂的相关性,如投资者

的风险偏好与公司收入预期的改善等都将严重影响到公允价值计量。可见在我国政策主导型的市场环境中,政策效应与公允价值的计量是密切相关的,市场环境的改变通过投资者心理与行为传递于公允价值的计量基础,由此引发了对企业的冲击效应,本文将在下文中分析这种冲击效应。

表 5 假说 2 样本的 PERSON 相关性检验

| | ΔDAV | Ln FAV | Ln FAV ² | Ln FAV ³ | SH ₁ | SH ₂₋₅ | JG |
|-------------------------|--------------|----------|-------------------------|-------------------------|-----------------|-------------------|----------|
| ΔDAV | | | | | | | |
| Ln FAV | 0.181 ** | | | | | | |
| Ln FAV ² | 0.189 ** | 0.990 ** | | | | | |
| Ln FAV ³ | 0.192 ** | 0.965 ** | 0.992 ** | | | | |
| SH ₁ | 0.134 ** | 0.127 ** | 0.140 ** | 0.149 ** | | | |
| SH ₂₋₅ | -0.089 * | 0.087 * | 0.102 ** | 0.118 ** | -0.350 ** | | |
| JG | 0.228 ** | 0.252 ** | 0.264 ** | 0.269 ** | 0.129 ** | 0.207 ** | |
| SIZE | 0.640 ** | 0.303 ** | 0.333 ** | 0.357 ** | 0.384 ** | -0.052 | 0.279 ** |

表 5 假说 2 变量相关性检验显示,主要解释变量间的线性相关性显著,但不会造成严重多重共线性的问题,各变量的选取设置对模型的因变量即企业的业绩变动将具有较好的解释力。变量 Ln | FAV | 与 SH₁、JG、SIZE 正相关,与 SH₂₋₅ 负相关。各变量对企业业绩变动的回归分析如表 6 所示。

表 6 假说 2 各变量对企业的业绩变动的回归分析结果

| 变量 | 标准系数 | t 值 | p 值 |
|-------------------------|--------|--------|-------|
| Ln FAV | -1.422 | -2.283 | 0.023 |
| Ln FAV ² | 3.679 | 2.765 | 0.006 |
| Ln FAV ³ | -2.325 | -3.155 | 0.002 |
| SH ₁ | -0.179 | -5.728 | 0.000 |
| SH ₂₋₅ | -0.111 | -3.665 | 0.000 |
| JG | 0.091 | 3.135 | 0.002 |
| SIZE | 0.712 | 22.511 | 0.000 |

从表 6 中可以看出变量 Ln | FAV | 与企业业绩变动 | ΔDAV | 的 P 值小于 0.05,存在显著相关性,且标准系数贝塔绝对值大于 1,说明我国的资本市场中公允价值的变动损益对企业业绩的变动起到了扩张效应,这与我们前文的预期假设相一致。2004 年 Barth 观察到有三个主要的来源导致公允价值基础上的会计金额出现了相关的“额外”波动:第一个是真实的内在经济收益波动;第二个是公允价值变化估计中计量误差引起的波动;第三个是由于使用混合属性模型引起的波动^[10]。在我国的资本市场环境中表现更为突

出的是第三个,由混合属性模型计量引起的波动引发了管理者与投资者的信息不对称问题,由此产生了道德风险、逆向选择、“搭便车”等诸多问题,投资者具有较少的信息甄别能力,单个投资者行为受到其他投资者的影响,模仿他人决策,过度依赖于舆论,只能根据信号传递原理投资于“质量高”或者撤出“质量低”的目标公司,而不考虑自身行为,这造成了公司业绩的非正常变化。第一大控股股东 SH₁ 与第二到第五大股东控股比例 SH₂₋₅ 的回归结果是显著相关的,证实了在我国目前的资本市场环境下,在后股权分置改革时代,相关的法律制度不断完善,证券市场的处罚力度逐步加强的情况下,上市公司的大股东为了减少相互之间的利益磨损,更加愿意采取一致行动来提高自身效益最大化,减少既得利益的耗损。变量 JG 的结果与预期一致,表明机构投资者及分析师与公司业绩的变动存在显著相关性,机构投资者及分析师可以降低由公允价值变动损益带来的信息不对称性,提高业绩变动的解释力度。企业资产 SIZE 的检验结果也是显著的并且贝塔值小于 1,说明企业资产规模在公允价值对业绩变动的影晌中起到效应递减的作用,上市公司需要提高自身的营运能力来规避公允价值引发的业绩波动冲击效应。总体来说,在我国目前的资本市场环境下,公允价值计量引发的损益变动对公司的业绩变动存在扩大效应。

四、研究结论及政策建议

本文的研究发现:宏观经济的指标能够对公允价值计量产生传导效应,而最能体现国家货币政策的银行存贷比率的差值对公允价值的影响是最为显著的。进一步的研究发现:在我国目前的资本市场环境下,公允价值变动损益对企业的业绩变动起到了一个扩大效应,同时股东控股比例、机构投资者数量和资产规模等几个控制变量在公允价值变动损益对企业业绩变动的的影响中也是显著相关的。但是值得说明的是,由于技术和数据获取方面的制约,本文未对相关问题进行全面的分析。

从本文的分析结果看,为了加强我国上市公司对公允价值合理规范的运用,我国现阶段一方面要加强资本市场会计监管,重点关注公允价值、资产减值准备,完善相关会计准则。另一方面要加强上市公司自身的监管力度,既要管理创新,又要控制风险,要具有未雨绸缪的打算,特别需要注意特定的为刺激经济而制定的政策存在的潜在冲击力和破坏力,完善并保护公允价值计量的市场基础,在最大程度上降低公允价值计量引发的连锁反应对企业业绩的冲击。

参考文献:

- [1] Eccher A E, Ramesh K, Thiagarajan S R. Fair value disclosures by bank holding companies [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1996, 22: 79 - 117.
- [2] Carroll J T, Linsmeier J T, Petroni R K. The reliability of

fair value VS. historical cost information: evidence from Closed-End Mutual Funds [J]. *Journal of Accounting, Auditing, & Finance*, Forthcoming, 2003, 18: 1 - 13.

- [3] Khurana K I, Myung-Sun Kim. Relative value relevance of historical cost VS. fair value: evidence from bank holding companies [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2003, 22: 19 - 42.
- [4] Danbolt J, Rees W. An experiment in fair value accounting: UK investment vehicles [J]. *European Accounting Review*, 2008, 17: 271 - 303.
- [5] Ramanna K, Watts L R. Evidence on the effects of unverifiable fair-value accounting [R]. *Harvard Business School Working Paper*, 2007: No. 08 - 014.
- [6] 邓传洲. 公允价值的价值相关性: B 股公司的证据 [J]. *会计研究*, 2005 (10): 55 - 62.
- [7] 朱凯, 李琴, 潘金凤. 信息环境与公允价值的股价相关性——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *财经研究*, 2008 (7): 133 - 143.
- [8] 黄丽娟, 张佳梦. 金融工具公允价值计量对银行利润波动性的影响——以中国 A 股上市银行为例 [J]. *中国外资*, 2009 (2): 33 - 35.
- [9] 储一昀, 仓勇涛. 财务分析师预测的价格可信吗? ——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *管理世界*, 2008 (3): 58 - 69.
- [10] 兰兹曼 R W. 公允价值会计信息相关且可靠吗? ——来自资本市场研究的证据 [J]. *当代会计评论*, 2008 (2): 122 - 139.

(责任编辑: 杨凤春)

Research on the Performance of Listed Companies Influenced by Fair Value: An Empirical Study of China's Capital Market Environment

SHAO Yi-ping, ZHANG Jian

(School of Accounting, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: According to the quarterly data between the year 2007 and 2008 of 97 listed companies, we use the SPASS software to analyze the relationship between the fair value and the performance of the company. The results show that macro-economic indicators have a significant influence on the fair value, and the fair value works on the enterprises performance with the expansion effect.

Key words: fair value; macro-economic indicators; expansion effect