

会计准则强制性变迁背景下 分析会计盈余信息稳健性

德力格尔(博士) 黄任全

(内蒙古工业大学管理学院 呼和浩特 010051)

【摘要】2006年2月15日,新企业会计准则的颁布标志着我国会计准则以国际趋同为目的的制度整改初步完成。在这种背景下,本文实证检验了我国上市公司会计盈余信息的稳健性是否发生变化。检验结果表明,我国上市公司的会计盈余信息的稳健性有所增强,但幅度不大。

【关键词】会计准则 强制性变迁 会计盈余信息 稳健性

一、研究设计

1. 研究假设。Basu(1997)认为在稳健性原则下,会计人员在财务报表中确认“好消息”比确认“坏消息”需要的证据更加严格。由于在稳健性原则下确认“坏消息”比确认“好消息”快,即“好消息”和“坏消息”存在严重的不对称,这种不对称会使会计盈余对“坏消息”的反映比对“好消息”的反映更及时,从而导致不利的盈余变化比有利的盈余变化更不持久。参照 Basu(1997)的观点,我们用正的和负的股票收益率作为“好消息”和“坏消息”的替代变量,并假定会计盈余对“坏消息”的反映比对“好消息”的反映更及时。

2006年2月财政部颁布了新的企业会计准则,在原来的基础上进一步扩大了资产减值准备的提取范围并限制其转回,这使得企业所披露的信息更稳健。因此,本文假定“新会计准则的实施能增强上市公司盈余信息的稳健性”。

2. 变量设定。

(1)会计盈余。在国内外研究中,会计盈余的度量指标有很多,主要包括每股收益、净利润、投资报酬率、市盈率、管理层预测等。本文采用的指标是对基本每股收益和稀释每股收益进行加权平均后得到的每股收益(EPS)。

(2)股票收盘价(P_{t-1})。由于我国上市公司披露年度报告的时间一般是每年的4月30日,因而股价对会计盈余信息的反应会滞后。为了保证股价对所有上市公司的盈余信息有所反应,本文用 P_{t-1} 作为上年4月末的收盘价,用于对每股收益及其变动值进行修正,从而达到平减规模效应和消除异方差影响的效果。

(3)年度股票收益率(RET)。其计算公式为:

$$RET = \prod_{i=-5}^4 (1+RET_i) - 1$$

有些学者如李远鹏和李若山(2005)在计算年度股票收益率时,所采用的区间是当年1月1日到12月31日。笔者认为,这样会有部分收益是由于上一年度的盈余带来的,从而会使结果存在一些偏差。所以,本文以前一年度的5月初到当年

的4月末之间的股票收益率作为当期相关信息对会计盈余影响的替代变量。

(4)年度股票超额收益率(MRET)。为了考察市场整体因素的影响,本文还用年度股票收益率与市场A股综合指数的年度股票收益率的差额,即年度股票超额收益率替代年度股票收益率来考察会计盈余的稳健性。MRET的计算公式为:

$$MRET = \prod_{i=-5}^4 (1+RET_i) - \prod_{i=-5}^4 (1+RET_m)$$

其中, RET_m 是指市场A股综合指数的月度收益率,计算方法与 RET_t 的计算方法一样。

(5)虚拟变量(DR_t)。 $RET_t < 0$ 的时候, $DR_t = 1$; 否则, $DR_t = 0$ 。

(6)年度虚拟变量(YEAR_t)。当样本取值为2007年度的数据时, $YEAR_t = 1$; 否则, $YEAR_t = 0$ 。

3. 模型选择。本文对 Basu(1997)的模型进行了修改,得到模型(1):

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times DR_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 RET_{it} \times DR_{it} + \varepsilon$$

其中: α_0 、 α_1 、 β_0 、 β_1 是回归系数; ε 是残差项; β_0 度量会计盈余对于“好消息”的敏感程度, β_1 表示会计盈余对“坏消息”的敏感程度比对“好消息”的敏感程度的增量, $(\beta_0 + \beta_1)$ 度量会计盈余与负的年度股票收益率之间的相关关系,即会计盈余对“坏消息”的敏感程度。如果会计盈余具有稳健性, β_1 应该显著为正。

此外,我们还根据 RET、MRET 是否大于零将样本分为好消息组和坏消息组,采用简单的盈余-股价报酬模型检验坏消息组的解释力(即回归方程的 R^2)是否强于好消息组。模型(2)为:

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \alpha_0 + \beta_0 RET_{i,t} + \varepsilon$$

在模型(1)的基础上增加一个虚拟变量就可以得到模型(3):

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times DR_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 RET_{it} \times DR_{it} + \alpha_2 YEAR_t +$$

$$\alpha_3 YEAR_t \times DR_{it} + \beta_2 RET_{it} YEAR_t + \beta_3 RET_{it} YEAR_t \times DR_{it} + \varepsilon$$

其中： β_1 表示新会计准则颁布之前会计盈余对“好消息”的确认系数； β_2 表示新会计准则颁布之前会计盈余对“坏消息”的确认系数的增量； $\beta_1 + \beta_2$ 表示新会计准则颁布之前会计盈余对“坏消息”的确认系数； β_3 表示新会计准则颁布之后会计盈余对“好消息”的确认系数； $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ 表示新会计准则颁布之后会计盈余对“坏消息”的确认系数的增量； $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ 表示新会计准则颁布之后会计盈余对“坏消息”的确认系数。如果假设成立，则要求 β_4 大于 0。

4. 样本选择。本文选取 2003 ~ 2008 年沪市 A 股上市公司作为初始样本，并按以下步骤对样本进行剔除：①剔除了金融类公司，因为金融类公司的经营行为、企业会计准则和信息披露与其他上市公司有很显著的差异，而本文针对的是企业会计准则，所以不考虑金融类上市公司；②剔除了当年首次上市的公司；③剔除数据缺失的公司；④剔除年交易不足 12 个月的公司（当年 5 月 1 日到下年 4 月 30 日）。

完成上述步骤后，最终得到 774 个样本，样本分布情况如表 1 所示：

2003年	2004年	2005年	2006年(调整数)	2007年	2008年	合计
129	129	129	129	129	129	774

二、实证分析

1. 描述性统计分析。本文首先对样本中的替代变量进行了描述性统计分析，结果详见表 2：

	RET	EPS/P	MRET
均值	0.274 227	0.029 900	0.014 472
中位数	-0.142 420	0.017 376	-0.134 763
最大值	13.996 830	5.723 861	12.329 680
最小值	-0.733 759	-0.374 948	-1.590 880
方差	1.190 731	0.210 511	0.799 091
偏度	4.381 507	25.604 080	7.967 857
样本量	774	774	774

从表 2 可以看出：样本公司 2003 ~ 2008 年的 EPS/P 的平均数和中位数分别为 0.029 900、0.017 376；RET 的平均数和中位数分别为 0.274 227、-0.142 420；MRET 的平均数和中位数分别为 0.014 472、-0.134 763。这说明市场总体收益率偏低。

2. 相关性分析。本文对模型中的被解释变量和解释变量进行了相关性分析，结果如表 3 所示。

我们从表 3 中可以发现，模型的被解释变量与解释变量之间存在显著的相关关系。会计准则变化前，EPS/P 与 RET、MRET 的相关系数分别为 0.172、0.161；会计准则变化后，EPS/P 与 RET、MRET 的相关系数分别为 0.297、0.207，且都

在 5% 的水平上显著，并且 EPS/P 与 RET、MRET 都是正相关。

表 3 Pearson 相关性检验结果

	会计准则变化前			会计准则变化后		
	EPS/P	RET	MRET	EPS/P	RET	MRET
EPS/P	1	0.172 **	0.161 **	1	0.297 **	0.207 **
RET	0.172 **	1	0.823 **	0.297 **	1	0.882 **
MRET	0.161 **	0.823 **	1	0.207 **	0.882 **	1

注：**表示在 5% 的水平上显著。

3. 回归分析结果。我们根据模型(1)以年度股票收益率和经过市场调整后的年度股票超额收益率为自变量对会计盈余稳健性分准则变化前和准则变化后进行回归分析，回归分析结果如表 4 所示：

表 4 模型(1)的回归分析结果

项 目	变量	回归系数	预期符号	年度股票收益率		年度股票超额收益率	
				准则变化前	准则变化后	准则变化前	准则变化后
C	α_0			-0.049 037	0.028 587 ***	0.028 778	0.041 650 ***
				(-0.885 736)	(5.673 06)	(0.625 24)	(8.075 66)
DR	α_1			0.073 965	-0.013 511	-0.008 538	-0.032 926 ***
				(1.146 964)	(-1.264 561)	(-0.152 152)	(-3.939 737)
RET	β_0	+		1.057 901 ***	0.008 919 ***	0.468 838 ***	0.006 430 **
				(4.415 776)	(3.821 840)	(2.585 660)	(1.969 242)
DR·RET	β_1	+		-1.020 064 ***	0.013 463 *	-0.425 44 ***	0.023 457 *
				(-3.949 491)	(0.403 522)	(-1.871 510)	(1.552 580)
Adj.R ²				0.060 980	0.093 971	0.027 842	0.074 249
F值				9.355 680	14.345 04	4.684 921	11.319 64
DW值				1.967 755	1.960 775	1.980 021	2.019 349

注：*表示在 10% 的水平上显著；***表示在 1% 的水平上显著。括号内的数值是 t 值。

从表 4 中可以看出，会计准则变化前，不论是市场调整前还是市场调整后，虽然 DR·RET 在 1% 的水平上显著，但两者的系数均为负数，表明我国上市公司的会计系统对“坏消息”的反映是滞后的，说明会计准则变化前会计盈余不具有稳健性。

会计准则变化后，市场调整前 RET 的系数 β_0 为 0.008 919 (t 值为 3.821 840)，市场调整后 RET 的系数 β_0 为 0.006 430 (t 值为 1.969 242)， β_0 度量了会计准则变化后会计盈余与正的年度股票收益率和年度股票超额收益率之间的相关关系，即会计盈余确认“好消息”的及时性。会计准则变化后，市场调整前 DR·RET 的系数 β_1 是 0.013 463 (t 值为 0.403 522)，市场调整后的 DR·RET 的系数 β_1 是 0.023 457 (t 值为 1.552 580)， β_1 的符号为正基本上表明“坏消息”同期股价的盈余与收益之间的相关关系较为显著。这说明不论是市场调整前还是市场调整后，在会计准则变化后会计盈余都具有稳健性。

无论是市场调整前还是市场调整后，会计准则变化后的 β_1

都大于 β_0 。会计准则变化后,市场调整前的 β_1 等于 0.013 463, β_0 为 0.008 919,会计盈余对“坏消息”的敏感性是对“好消息”的 2.509 474 倍,与李增泉和卢文彬(2003)研究得出的 2.9 倍十分接近;市场调整后的 β_1 等于 0.023 457, β_0 为 0.006 430,会计盈余对“坏消息”的敏感性是对“好消息”的 4.648 056 倍,和 Basu(1997)研究得出的 4.66 倍非常接近。这说明在资本市场同样有效的情况下,市场调整前,美国的会计盈余信息比我国的更稳健;而剔除市场因素后,我国的会计盈余信息的稳健性和美国的会计盈余信息的稳健性非常接近。

另外,除了稳健性的存在意味着稳健性系数为正,在会计盈余对股价报酬的回归模型中,坏消息组股价报酬对会计盈余的解释力(即回归方程的 R^2)也应该比好消息组大一些。于是,我们将会计准则变化前后的样本根据 RET、MRET 是否大于 0 划分为好消息组和坏消息组,然后采用模型(2)对各组样本分别进行回归分析,回归分析结果如表 5 所示:

表 5 模型(2)的回归分析结果

	市场调整前				市场调整后			
	准则变化前		准则变化后		准则变化前		准则变化后	
	好消息组	坏消息组	好消息组	坏消息组	好消息组	坏消息组	好消息组	坏消息组
Adj.R ²	3.1%	2.59%	4.2%	-0.19%	3.8%	2.95%	0.98%	4.9%
样本量	57	330	236	151	75	312	172	215

市场调整前,会计准则变化后坏消息组的 Adj.R² 为负值,说明市场调整前 EPS/P 和 RET 没有解释力;市场调整后,会计准则变化前好消息组的 Adj.R² 大于坏消息组,而会计准则变化后坏消息组的 Adj.R² 大于好消息组,这进一步表明市场调整后,会计准则变化前的会计盈余信息不具有稳健性,而会计准则变化后的会计盈余信息具有稳健性。

回归分析结果大致表明,随着会计制度改革和新会计准则发布,我国上市公司会计盈余信息的稳健性逐步增强。为此,我们需要引入模型(3)检验新会计准则的实施是否增强了会计盈余信息的稳健性。

为了证明前面所提出的假设“新会计准则的实施能增强上市公司盈余信息的稳健性”,我们采用模型(3)进行研究,仍然是以年度股票收益率和年度股票超额收益率为自变量进行线性回归分析,具体结果如表 6 所示。

从表 6 可以看出,市场调整前,可能由于所选样本的原因导致 DR·YEAR 和 DR·YEAR·RET 的结果都为 0;但市场调整后, β_3 为 0.064 692,在 10%的水平上显著。这说明随着新会计准则的颁布,市场调整后我国上市公司会计盈余信息的稳健性有所增强,但显著性水平不是很高。虽然这种稳健性的增强是有限的,但我们还是应该保持一种肯定的态度。

表 6 模型(3)的回归分析结果

项 目			年度股票收益率	年度股票超额收益率
变 量	回归系数	预期符号	会计准则变化后	会计准则变化后
C	α_0		0.028 593 ***	0.023 917 ***
DR	α_1		-0.013 516	-0.022 546 *
RET	β_0		0.007 892 ***	0.024 383
DR·RET	β_1		0.014 490	-0.053 690 *
YEAR	α_2		0.000 671	0.035 700 ***
DR·YEAR	α_3		0	0.003 524
RET·YEAR	β_2		0.002 035	-0.022 336
RET·DR·YEAR	β_3	+	0	0.064 692 *
Adj.R ²			0.090 194	0.102 513
F值			8.653 263	7.298 574
DW值			1.966 230	1.952 358

注:*表示在 10%的水平上显著;***表示在 1%的水平上显著。

三、结论

本文选取了沪市 A 股上市公司作为样本,分准则变化前和准则变化后来研究我国上市公司会计盈余信息的稳健性。经过研究,本文得出结论如下:

第一,会计准则变化之前,我国上市公司的会计盈余信息不具有稳健性,但是会计准则变化之后存在稳健性,这也就是说,会计准则变化之后会计盈余确认经济事件或消息存在显著的非对称及时性,会计盈余反映“坏消息”要比反映“好消息”快。

第二,新会计准则出台后,我国上市公司的盈余信息的稳健性有所增强,但幅度不是很大。

基于以上两点结论,笔者认为单纯依靠会计准则的变革并不能实质性地增强会计盈余的稳健性,我们还需要考虑法律和执行机制以及加大监管力度等因素。只有这样,才能使会计准则的变革推动会计盈余信息质量的提高,从而增强会计盈余信息的稳健性。

【注】本文系内蒙古自治区自然科学基金项目“会计准则强制性转换对资本成本的影响研究”(项目编号:20080404MS1001)的阶段性研究成果。

主要参考文献

1. 李增泉等.会计盈余的稳健性:发现与启示.会计研究,2003;2
2. 陈旭东,黄登仕.上市公司会计稳健性的时序演进与行业特征研究.证券市场导报,2006;1
3. 朱茶芬,李志文.国家控股对会计稳健性的影响研究.会计研究,2008;5