股权分置改革、会计稳健性与盈余管理研究

叶陈云[1]， 谢志华[2]， 杨克智[3]
（1. 华北电力大学 经济与管理学院，北京 102206；2. 北京工商大学，北京 100048；
3. 中国航油集团财务有限公司，北京 101318）

摘 要：股权分置改革是我国证券市场发展的标志性事件，对众多上市公司会计信息披露与盈余管理行为均产生了重要影响。运用实证分析方法研究股权分置改革前后公司盈余管理行为体现出的会计稳健性特征变化及其潜在效应，发现由于向下调节盈余的盈余管理行为造成股改前公司的会计信息总体表现为高稳健性，但股改后公司向上调节盈余行为却使得会计稳健性没有发挥应有的遏制作用。

关键词：股权分置改革；会计稳健性；盈余管理
中图分类号：F234.4 **文献标志码**：A **文章编号**：1009-6116(2012)04-0064-08

一、研究背景与问题提出

2005 年 4 月 29 日启动试点，9 月 5 日正式全面推行的股权分置改革在我国证券市场具有里程碑意义。股改问题的实质是上市公司非流通股东和流通股东间的利益分配，股改过程是非流通股东对流通股东支付对价的过程(李康，2005)，而非流通股股东对价的确定一般是以公司每股净资产来衡量的。如胜利股份(000407)股权分置改革说明书中对价标准的测算思路为：股权分置改革前，流通股东一般用市价来衡量其所持股份的价值，非流通股东一般基于每股净资产衡量其所持股份的价值；改革后，所有股东均以全流通后市价来衡量所持股份价值。由于非流通股东一般是上市公司的控股股东，因此，为了较少在股权分置改革过程中对价的支付水平，他们就有动机有能力对股改前期的盈余进行操纵。同时，由于抵消股改后流通股东对股价波动的担心，股改方案中往往对股改后一段时间内的股价有个“保护性条款”，如宝钢股份股改方案约定股票价格低于每股 4.53 元时，宝钢集团出面干预。因此，股改后原非流通股东为了维护投资者信心和股改方案的顺利实施有动机提高每股盈余，向资本市场发出利好消息。因此，综合这两方面的因素，我们认为，股改公司在股改前一年有向下调低盈余的动机，而股改当年有向上调节盈余的动机。关于股改过程中盈余管理的文献还不是很多，大部分文献集中在股改过程中对价的支付(赵俊强等，2006；许年行、吴世农，2007)，股改后的资本市场反映(林乐芬，2006；李冻菊，2006；丁守海，2007)，以及股改对公司治理等方面的影响(刘浩，李增泉，孙铮，2010；雷光勇等，2010)。

利用 2006 年股改公司 2005 年和 2006 年的面板数据，发现股改公司存在明显的盈余管理。2006 年股改的公司在股改上一年(2005 年)进行

收稿日期：2012-05-20
基金项目：国家审计署 2011—2012 年内部审计重点科研课题(1106)；北京市教育委员会科研基地—科技创新平台—会计与投资者保护研究基地(PXM_014213_000031)；北京市教育委员会社会科学计划重点项目“会计治理的实现路径及其评价”(SZ201210011007)。
作者简介：叶陈云(1969—)，男，湖北黄冈人，华北电力大学经济与管理学院教师，中央财经大学会计学博士，研究方向：财务会计理论与方法，内部控制与内部审计管理；
谢志华(1959—)，男，湖南益阳人，北京工商大学副校长，教授，博士生导师，北京市哲学社会科学首都流通业研究基地首席专家，研究方向：财务理论与方法；
杨克智(1985—)，男，江西宜春人，中国航油集团财务有限公司员工，博士，研究方向：财务理论与方法。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

了显著的向下调节盈余的行为，而在股改后的当年(2006 年) 上市公司进行了明显的向上调节盈余的行为。为了研究会计稳健性在股改公司盈余管理中的作用，我们利用 Basu(1997) 模型以及在此基础上的拓展模型对股改公司会计稳健性与盈余管理的关系进行研究，发现 2006 年股改的公司在 2005 年的会计信息总体表现出高稳健性，但这种稳健性的“假象”大部分是由于向下调节盈余的盈余管理行为造成的，但是在控制了盈余管理的因素后，稳健性仍然存在的大约为原先的 27.3%。相比而言，在股改公司 2006 年向上调节盈余过程中，会计稳健性没有发挥应有遏制作用，2006 年股改后的会计信息变得不稳健。这表明会计稳健性成为股改公司进行盈余管理的工具。

二、研究文献回顾

会计稳健性被认为是预见所有可能的损失，但不预期任何不确定的收益(Bliss，1924)，不高估资产，不低估负债，旨在减少不确定和信息不对称环境下遏制管理层机会主义行为的一种制度安排。会计稳健性是一种治理机制，它能够减少代理成本，例如优化酌量性投资决策、约束管理层对自己和其他利益体的投机性支付、提高契约效率、方便对管理层的监督、减少诉讼成本等(Watts，2003；Ball & Shivakumar，2005)。关于盈余管理的定义，Hedy & Wahlen(1999) 认为盈余管理是指当管理者在编制财务报告和构建经济交易时，运用判断改变财务报告，从而误导一些利益相关者对公司根本经济收益的理解，或者影响根据报告中会计数据形成的契约结果。从两者的本质上来看，两者是一组对立的概念，但会计稳健性表现出的对收益及费用的不对称性确认，与盈余管理的“洗大澡”等特征类似，如资产减值准备计提过程中对会计稳健性与盈余管理的甄别(陆正飞等，2007)。

会计稳健性与盈余管理的关系可概括为两种观点：一是“治理观”，即会计稳健性作为一种治理机制能遏制管理层盈余管理的行为。二是“工具观”，即会计稳健性被看成是盈余管理的一种工具。LaFond & Watts (2007) 指出，稳健性能够成功地减少会计操纵的动机和机会，进而减少信息不对称问题及其损失。García Lara et al. (2009) 从公司治理的角度出发，认为公司治理越完善会计稳健程度越高，高效的公司治理机制需要稳健的会计信息，并且在会计稳健性执行方面发挥着重要的作用。其文章思路是高效的公司治理机制，通过利用低成本的且行之有效的稳健性的会计信息来提高盈余质量，遏制盈余管理行为。会计稳健性与企业所处的法律环境、司法效率、监管制度等相关(Ball，Robin & Wu，2002)，作为治理机制的会计稳健性，在特定的环境下有可能沦为利益操纵的工具。Hanna(2002) 认为盈余所表现出稳健性特征，是因管理层利用资产减值对资产进行大清洗，以提高未来年度的盈余水平和管理层薪酬。李远鹏和李若山(2005) 采用 1998—2003 我国上市公司为样本，发现我国资本市场会计总体呈现的“稳健性”是由于亏损公司“洗大澡”现象造成的。研究认为，我国的上市公司对稳健会计政策的选择状态依存于其经营业绩，当亏损时选择稳健的会计政策，而盈利时不选择稳健的会计政策。

事实上，由于经济事项的不确定性，人们通常无法对当期会计盈余做出准确估计，导致管理层有机会操纵盈余，使得会计数字出现噪音和偏差而对各利益集团产生影响。会计稳健性就是为了减少这种不确定性导致的管理层机会主义行为。陆正飞等(2007) 指出会计稳健性是为了弥补理想估计不存在而系统性的低估这种不确定性，这使得稳健性体现为一种系统性的计量误差。正是这种系统性的计量误差满足了投资者的需求，管理者通过稳健的会计信息向资本市场提供了私有信息。然而，会计稳健性发挥作用与否与制度环境有关，会计稳健性与其他治理机制之间是互补的，在制度环境比较薄弱的情况下，仅仅依靠稳健性的治理机制是不现实的，不但不能起到投资者保护的作用，还有可能被用作是一种盈余管理的工具。

三、理论分析与研究假设

Watts(2003) 总结的契约、诉讼、监管和税收假说构成了会计稳健性强大的供给与需求。正如李远鹏、李若山(2005) 指出的那样，由于我国大股东控制，债务软约束，税法与会计的分离以及较低的诉讼风险没有导致中国资本市场对会计稳健性强有力的需求。由于我国正处于转型市场经济过程中，一直以来我国的会计改革和监管都是在

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

与会计信息操纵作斗争,核心是“反利润”导向。例如,现行会计准则不允许长期资产减值准备的转回,可供出售金融资产的价值变动计入资本公积等。与市场经济国家主要依靠市场这只看不见的手来调节资源配置不同,我国行政监管(如IPO、配股再融资、退市制度等)在一定程度上加剧了操纵行为的发生。

2005 年开始的股权分置改革,是资本市场上具有里程碑意义的重大制度变革。截止 2006 年 12 月 31 日,沪市完成股改或者进入股改程序的公司共 795 家,占全部应股改公司总数的 97.8%,深市主板已完成或进入股改程序公司共 455 家,占全部应股改公司总数的 95.4%,我国资本市场股权分置改革基本完成。在整个股权分置改革过程中,改革的核心内容就是“对价”的确定。已有研究表明,总资产收益率与对价送达率和送出率呈显著正相关(吴超鹏等,2006)。因此,非流通股东具有通过调低上一年度收益以降低股改当年支付给流通股东对价的动机。王咏梅、杨阳(2007)进一步发现为了降低对价水平,上市公司利用减值准备进行盈余管理,即进行股改的公司在股权分置改革之前通过提高对资产减值的计提,以降低会计盈余。因此,我们认为可以得出以下假设。

H1a:2006 年股改的上市公司,在 2005 年有明显的向下调低盈余的动机。

在股权方案中,为了稳定流通股股东的信息,往往具有一些“保护条款”,即非流通股东在股价持续走低的进行下,采取措施维护股价以保护流通股股东利益的行为,如宝钢集团承诺:在宝钢股份股东大会通过股权分置改革方案后的两个月内,如果宝钢股份的股票价格低于每股 4.53 元,集团将投入不超过 20 亿元资金通过上证所集中竞价的交易方式增持宝钢股份社会公众股,在增持计划完成后的六个月内不出售增持的股份。所以,股权分置改革以后,为了维持股价,保持投资者的信心,保证股权分置改革的顺利进行,股改后的上市公司有动机利用各种盈余管理的方式适当地增加盈余。

H1b:2006 年股改的上市公司,在 2006 年有明显的向上调增盈余的动机。

关于我国会计实务中稳健性的存在,一般认为 1998 年之后我国会计存在稳健性的特征(李增泉等,2003;赵春光,2004;陈旭东,2006)。但李远鹏、李若山(2005)认为我国上市公司整体表现出会计稳健性特征是由于亏损公司“洗大澡”的盈余管理造成的。曲晓辉、邱月华(2007)认为强制性的制度变迁不但未能实质上提高我国上市公司会计信息的稳健性水平,而且反而成为亏损公司进行盈余操纵的手段。因此,我们得出以下假设。

H2:2006 年股改的上市公司,2005 年的会计信息存在明显的稳健性,而在 2006 年股改后这种稳健性程度会降低,甚至不存在。

四、研究设计与分析

(一)数据来源及样本的选取

近几年中国资本市场的两件大事是 2005 进行的股权分置改革和 2007 年施行新的会计准则。为了控制新会计准则对我们研究的影响,我们选取 2006 年度进行股权分置改革的公司为样本进行研究,一是 2006 年股权分置改革的公司样本比较多,占到全部股改公司的 63.66%。二是可以精确对照样本公司 2005 年和 2006 年会计信息的差异。样本公司 2004 年(计算盈余管理时要用到前期的财务数据)、2005 年、2006 年的财务数据均取自国泰安数据库,剔除数据缺失公司,共计得到 827 个样本公司 2005 年与 2006 年的面板数据,使用的统计软件为 SAS8.2。

(二)盈余管理模型设计与分析

应计利润分离法是国内外最常用的盈余管理计量方法,即用回归模型将利润分离为非操纵性应计利润和操纵性应计利润,并用操纵性应计利润来衡量盈余管理的大小和程度。我们采用修正的 Jones 模型来计量应计利润(Dechow,1995;Yung,1999)。修正的 Jones 模型如下。

$$TA_{it}/A_{it-1}=\alpha_{1i}/A_{it-1}+\alpha_{2i}\Delta REV_{it}/A_{it-1}+\alpha_{3i}PPE_{it}/A_{it-1}+\xi_{it}\quad(\text{模型 1.1})$$

$$NDA_{it}=\alpha_{1i}/A_{it-1}+\alpha_{2i}(\Delta REV_{it}-\Delta REC_{it})/A_{it-1}+\alpha_{3i}PPE_{it}/A_{it-1}\quad(\text{模型 1.2})$$

$$DA_{it}=TA_{it}/A_{it-1}-NDA_{it}\quad(\text{模型 1.3})$$

TA_{it} 表示净利润与经营现金净流量差额;NDA_{it} 为非操纵性应计利润;DA_{it} 为操纵性应计利润,用来衡量盈余管理的程度。A_{it-1} 为期初总资产;ΔREV_{it} 为主营业务收入净额的变化额;ΔREC_{it}

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

为应收账款净额的变化额；PPE_{it}为固定资产净值；在具体计算过程中，我们将样本数据分行业分年度代入模型 1.1 进行回归，得到分行业分年度的回归系数，2006 年股改公司样本主要集中在制造行业，占到各年度样本一半以上，且在制造行业三个系数都在 1% 的显著性水平下显著。有些行业由于样本比较少，系数在统计上不显著，但这不影响整体结果。

将回归系数分行业分年度代入模型 1.2 中，可以分别计算出各年度各公司非操纵性应计 NDA_{it}，再将 NDA_{it}代入模型 1.3 中计算出操纵性应计 DA_{it}。如表 1 所示。

表 1　股改公司盈余管理程度

		全样本	2005	2006	2005—2006	P 值
TA	均值	-0.048	-0.049	-0.042	-0.007*	0.200
	中位数	-0.041	-0.045	-0.036	-0.009***	0.008
NDA	均值	-0.045	-0.043	-0.044	-0.044	0.251
	中位数	-0.042	-0.043	-0.042	0.001	0.430
DA	均值	-0.003	-0.020	0.002	-0.007*	0.200
	中位数	0.002	-0.001	0.020	-0.020**	0.023
|*DA*|	均值	0.200	0.200	0.200	-0.002	0.320
	中位数	0.044	0.045	0.043	0.002	0.426

注：＊＊＊，＊＊，＊ 分别表示在 1%，5%，10% 的水平上显著；均值比较用单侧 *t* 检验；中位数比较采用单侧 *Wilcoxon* 秩和检验。*TA* 为总应计与期初总资产平滑后的变量，*NDA* 为非操控性应计，*DA* 为操控性应计，|*DA*| 为操控性应计的绝对值。

从表 1 中可以看出，2006 年股改的公司在 2005 年进行了明显的盈余管理，操控性应计 *DA* 的均值和中位数对明显小于零，表明公司故意将 2005 年的利润调低，不难看出，为了在 2006 年股改过程中少支付对价，2006 年股改公司通过操控性应计将 2005 年的利润进行了调减。相反，2006 年股改公司当年操控性应计的均值和中位数均为大于零，表明 2006 年股改公司对 2006 年的利润进行了调整，这样做的目的是向资本市场发出股改后利好的信息。统计检验也表明 2006 年股改公司 2005 年和 2006 年操控性应计 *DA* 存在显著的区别，这似乎与我国资本市场惯常的“洗大澡”现象类似。同时通过 |*DA*| 的均值和中位数 2005 年与 2006 年相差很小，这也暗示了操控性应计在 2006 出现了反转的迹象。

（三）会计稳健性模型设计与分析

根据 *Watts*（2003）等人的理论，会计稳健性被认为是一种治理机制，而李远鹏和李若山（2005）研究发现在中国亏损公司存在利用会计稳健性进行盈余管理的现象。为此，研究在股改过程中，股改公司是否也会利用会计稳健性来调节利润，我们采用 *Basu*（1997）提出的关于会计稳健性的实证定义，即会计盈余对收益等好消息与损失等坏消息的不对称确认程度来衡量会计稳健性，模型 2 如下。

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 RET_{it} D_{it} + \xi_{it}$$

（模型 2）

其中 EPS_{it}为 i 公司 t 年度的每股收益；P_{it}为 i 公司 t 年四月末股票收盘价；RET_{it}为 i 公司 t 年 5 月到 $t+1$ 年 4 月股票累积年度报酬率（CAR_{it}表示 i 公司 t 年 5 月到 $t+1$ 年 4 月经过市场调整后的股票累积年度报酬率，即超额年回报率，后文要用到）。D_{it}为虚拟变量，当 $RET_{it} \leqslant 0$ 时，取值为 1，否则为 0；在模型 1 中，β_2表示会计盈余对“好消息”确认的及时性，$\beta_2 + \beta_3$表示会计盈余对“坏消息”确认的及时性，β_3表示会计盈余对“坏消息”比“好消息”确认及时性的增量，所以用 β_3是否显著大于 0，来判断上市公司会计盈余是否稳健。

为了控制操控性应计 *DA* 对稳健性的影响，检验盈余管理因素之外股改对会计稳健性的影响，我们同时利用模型 3 进行检验。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$$\frac{EPS_{it}}{P_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 RET_{it} D_{it} + \beta_4 DA_{it} + \beta_5 DA_{it} D_{it} + \beta_6 DA_{it} RET_{it} + \beta_7 DA_{it} RET_{it} D_{it} + \xi_{it} \quad (\text{模型 3})$$

其中，*DA* 为操控性应计利润，*DA*•*D* 是虚拟变量与操控性应计利润的交叉项，*DA*•*RET* 是股票累积年度报酬率与操控性应计利润的交叉项，*DA*•*RET*•*D* 为操控性应计利润、股票累积年度报酬率与虚拟变量的交叉变量。其他参数与上文含义相同，该模型中 β_7 衡量操控性应计对会计稳健性的影响，模型的回归结果如表 2 所示。

表 2　股改公司会计稳健性检验

	模型 2			模型 3		
	原始回报率(*RET*)					
	全样本	2005	2006①	全样本	2005	2006
D	−0.019	−0.015	0.010	−0.034**	−0.030*	0.010
	(−1.31)	(−0.75)	(1.20)	(−2.58)	(−1.73)	(1.14)
RET	−0.002	0.013	0.003	−0.001	0.014	0.003
	(−0.79)	(0.90)	(1.15)	(−0.50)	(1.14)	(1.47)
D•*RET*	0.530***	0.515***	−0.012	0.143**	0.128*	−0.011
	(8.09)	(6.15)	(−1.51)	(2.29)	(1.65)	(−1.55)
DA				0.467***	0.682***	0.497***
				(9.87)	(6.87)	(9.52)
DA•*D*				0.296***	0.081	−0.201
				(1.89)	(0.39)	(−0.55)
DA•*RET*				−0.042***	−0.442***	−0.201***
				(−2.85)	(−3.08)	(−3.82)
DA•*RET*•*D*				−4.691***	−4.291***	0.267***
				(−7.16)	(−5.28)	(3.08)
N	1 595	787	807	1 586	782	803
Adj R-Sq	10%	11.84%	6.4%	32.61%	37.72%	14.64%
F Value	60.09***	36.22***	2.73**	110.63***	68.66***	20.68***

注：***，**，* 分别表示在 1%，5%，10% 的水平上显著；截距项未报告，*DA* 为可操控性应计，*DA*•*D* 为 *DA* 与虚拟变量 *D* 的交叉项，*DA*•*RET*•*D* 的系数表示 *DA* 对会计稳健性的影响程度。

从 Basu(1997) 模型回归(模型 2) 的结果来看，使用原始收益率 *RET* 作为好消息与坏消息的信号，β_3 的系数(*D*•*RET* 交叉项系数) 在 2005 年都显著的大于 0，为 0.515，且在 1% 的显著水平通过了检验，说明 2006 年股改的公司在 2005 年的会计信息稳健性很强，更加及时的确认损失和低估资产。相比而言，2006 年股改后当年的会计信息则明显的不稳健，β_3 的系数为 −0.012，虽然没有通过显著性检验，但也说明该系数至少小于等于 0，说明 2006 年股改的公司在确认收入和资产价值时表现得更加及时。这证实了我们的假设 2。同时，值得注意的是，在全样本的回归中，β_3 都在 1% 的显著性水平下显著大于 0，即股改公司 2005 年和 2006 年的会计信息整体上是稳健的，但深入分析发现这种稳健性主要是因为 2005 年造成的。

从模型 3 的回归结果可见，2005 年 β_7 的系数(*DA*•*RET*•*D*) 的系数为 −4.691，且在 1% 的显著性水平下显著，说明操控性应计向下调节的幅度(*DA* 为负值) 越大，会计信息越稳健，这与我们的直觉相吻合，比如基于盈余管理的目的，计提更多的资产减值准备，看起来会计稳健性更高。同时发现，在考虑了操控性应计对稳健性的影响之后，β_3 的系数(*D*•*RET*) 由原来的 0.515 变为 0.143，2006 年股改公司在 2005 年向下调节的盈余所体现出的稳健性特征占到总体稳健性的 72.23%

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[(0.515 - 0.143) /0.515]。这为盈余管理影响会计稳健性提供了直接的证据，同时，虽然盈余管理在很大程度上造成了稳健性“假象”，但是控制了盈余管理之后，会计信息还是具有一定的稳健性。再看 2006 年的数据，2006 年 β_3 的系数为 -0.011，与模型 2 中该系数相当，而 β_7 的系数反而为正，这说明 2006 年股改当年向上调节盈余主要是会计不稳健造成的。同时，我们发现加入操控性应计变量后，模型的解释能力大为增强，2005 年的调整后 R^2 从 11.84% 增加到了 37.72%。

为了进一步研究股改公司向上调节和向下调节盈余对会计稳健性的影响，我们按照操控性应计大于 0 和小于 0 进行分组检验，结果如表 3。在 2005 年的 *DA* <0(向下调节盈余) 组中，模型 2 中 *D*•*RET* 系数为0.573，而在模型 3 中则变为 -0.374，且都在 1% 的水平下显著，说明盈余向下调节组不存在稳健性，总体表现出的稳健性是由于向下盈余管理造成的。在 2006 年当年，除了向下盈余调节组的模型 3 中，*D*•*RET* 系数显著为正，其他组中 *D*•*RET* 系数都为负，说明 2006 年股改当年，会计稳健性对遏制向上调节盈余行为是无效的。

表 3　股改公司分组会计稳健性检验

	2005 年				2006 年			
	DA <0		*DA* ≥0		*DA* <0		*DA* ≥0	
	模型 2	模型 3	模型 2	模型 3	模型 2	模型 3	模型 2	模型 3
D	-0.044	-0.098**	0.016	0.007	0.027	0.009	-0.002	-0.004
	(-1.23)	(-2.28)	(1.43)	(0.42)	(1.28)	(0.33)	(-0.65)	(-1.20)
RET	0.030	-0.026	-0.001	0.002	0.007	-0.015	-0.001*	-0.002**
	(1.18)	-0.95	(-0.20)	(0.16)	(1.39)	(-1.54)	(-1.91)	(-2.10)
D•*RET*	0.573***	-0.374**	0.222***	0.119*	-0.017	0.045**	-0.004**	-0.020
	(4.12)	(-2.02)	(4.41)	(1.63)	(-0.95)	(1.99)	(-2.03)	(-1.56)
DA		1.668***		0.016		1.210***		0.021
		(7.20)		(0.18)		(7.64)		(0.93)
DA•*D*		-0.521		0.227		-0.020		0.021
		-1.08		(1.01)		(-0.02)		(0.48)
DA•*RET*		-1.048***		-0.039		-0.249***		0.020
		(-3.32)		(-0.28)		(-3.03)		(0.98)
DA•*RET*•*D*		-6.953***		2.429**		0.863***		0.025
		(-4.02)		(2.02)		(3.10)		(0.75)
N	394	394	387	387	368	368	434	434
Adj R-Sq	14.99%	46.59%	5.3%	5.49%	0.7%	23.27%	4.3%	4.46%
F Value	24.16***	50.10***	8.27***	4.21***	1.89	16.95***	7.50***	3.90***

注：***、**、* ，分别表示在 1%，5%，10% 的水平上显著；截距项未报告。

五、稳健性检验

为进一步论证上文中回归结果的可信性，本研究对关键变量的回归结果进行稳健性检验。而对上述结论影响最大的替代变量是在稳健性模型 2 和 3 中，使用哪个回报率，魏明海等(2007) 、刘峰等(2007) 使用的是原始收益率，即没有考虑市场调整的回报率(本研究的 *RET*) ；朱茶芬、李志文(2008) ，杜兴强等(2009) 等使用的是经过市场调整过的报酬率 *CAR*，计算公式如下：$CAR_{it} = \left[\prod_{t=-5}^{4}(1+RET_{it}) - 1\right] - \left[\prod_{t=-5}^{4}(1+MRET_t) - 1\right]$，其中 RET_t，$MRET_t$ 分别表示考虑现金红利再投资的月个股回报率和按市值加权计算的考虑现金红利再投资的月市场回报率。所以我们将模型 2 和模型 3 中的 *RET*，分别换成 *CAR*，回归结果如表 4 所示，关键交叉项 *D_car*•*CAR* 和 *DA*•*CAR*•*D_car* 系数的符号和显著性都没有改变，不影响文章的研究结论。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 4　模型的稳健性检验

	模型 2			模型 3		
	超额回报率(加权 *CAR*)					
	全样本	2005	2006	全样本	2005	2006
D_car	−0.020	0.042**	0.010	0.004	0.013	0.011
	(−0.49)	(2.22)	(0.91)	(0.45)	(0.82)	(1.04)
CAR	−0.001	0.003	0.001	−0.001	0.020	0.002
	(−0.33)	(0.16)	(0.54)	(−0.09)	(0.36)	(0.96)
D_car•*CAR*	0.201***	0.326***	−0.012	0.085***	0.156***	−0.012
	(3.73)	(7.61)	(−0.80)	(5.22)	(4.17)	(−0.78)
DA				0.430***	0.386***	0.507***
				(7.68)	(2.74)	(11.34)
DA•*D_car*				0.174*	−0.269	−0.313***
				(1.74)	(−1.42)	(−2.85)
DA•*CAR*				−0.048**	−0.231	−0.201***
				(−2.35)	(−1.17)	(−4.27)
DA•*CAR*•*D_car*				−0.689***	−2.948***	0.187
				(−4.26)	(−7.65)	(1.30)
N	1 595	787	807	1 586	782	803
Adj R-Sq	1.71%	10.8%	3.1%	21.08%	37.86%	15.26%
F Value	21.05***	42.38***	10.23***	61.53***	69.200 6***	21.66***

注: ***, **, * 分别表示在 1%,5%,10% 的水平上显著; 截距项未报告,*D_car* 为虚拟变量,当 *CAR*≤0 时,*D_car* 取 1,否则取 0。*D_car*•*CAR* 表示 *D_car* 和 *CAR* 的交叉项,*CAR* 表示年超额回报率。

六、结论及政策建议

利用 2006 年股改公司 2005 年和 2006 年面板数据的分析为工具,研究发现上市公司为了在股改中少付对价,在股改上一年的 2005 年进行了显著的向下调节盈余的行为,同时,为了股改方案的顺利实施和维护投资者信心,股改后的当年上市公司进行了明显的向上调节盈余的行为。进一步研究发现,2006 年股改的公司在 2005 年的会计信息总体表现出高稳健性,大部分是由于向下调节盈余的盈余管理行为造成的,但是在控制了盈余管理因素后,稳健性仍然存在。相比而言,在股改公司 2006 年向上调节盈余的过程中,会计稳健性没有发挥应有的遏制作用,2006 年股改后的会计信息变得不稳健。

上述结论说明了两点: 一是我国的诸多股改公司在股改过程中确实存在盈余管理的行为,而且股改前后企业对盈余调节的方向有明显的差异; 二是会计稳健性成为向下调节盈余的“帮凶”,成为了盈余管理的间接影响因素,如何发挥会计稳健性对公司盈余管理的治理作用,确实值得理论研究者与实践者予以重点关注,这一论点与李远鹏、李若山(2005) 以及曲晓辉、邱月华(2007) 的相关研究结论一致,但是在上市公司向上调节盈余的过程中,会计稳健性未能发挥作用,说明会计稳健性的治理机制在该过程中是无效的。

根据上文的实证研究结果,提出政策建议,在我国公司外部治理机制尚不完善的现实情况下,企业会计准则规范所强调的稳健性特征很难发挥应有的治理作用,而且反而可能成为盈余管理所利用的操作工具。因此,会计准则的制定机构或部门在制定会计信息形成规范的过程中需要谨慎研究其内在稳健性的可能影响与局限性,采取慎重的方式进行选择出台相关规则,并且需要根据国家经济政策等外部环境的变化适时地对影响会计信息稳健性的准则进行适当修正,以便能够制定出更为符合我国企业客观情况的、合理的会计信息生成与盈余管理约束行为规则。事实也的确

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

如此，令人欣慰的情况是，我国国家会计规则的制定部门在 2007 年施行的会计准则中（包括在 2011 年进行修订的部分准则中），已经根据我国企业面临宏微观经济环境的实际情况取消了一些容易被管理层操纵的稳健性的会计处理方法，如禁止企业在进行相关会计处理时，存货计价采用后进先出法、长期资产减值可以转回等，无疑这些规范将有利于约束企业的盈余管理行为，并且能够促进我国企业会计盈余质量的提高。

注　释：

①由于 2006 年度我国的资本市场行情比较好，股票收益率普遍较高，股票收益率为负的样本非常少，不到进行分析所需最低的样本要求，使得无法利用模型进行回归分析。于是，该处年回报率使用的是 2006 年个股经过市场调整后的回报率，其中，年回报率是使用月回报率计算而来，计算期间为 t 年 5 月到 t + 1 年 4 月。CAR 是安照市场价值加权结算的结果。

参考文献：

[1] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997(4): 3 - 37.

[2] Ball R, Kothari S P, Robin A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings [J]. Journal of Accounting & Economics, 2000(2): 1 - 51.

[3] Watts R L. Conservatism in accounting part I: explanations and implications [J]. Accounting Horizons, 2003(12): 207 - 221.

[4] Watts R L. Conservatism in accounting part II: evidence and research opportunities [J]. Accounting Horizons, 2003(4): 287 - 301.

[5] 李远鹏，李若山. 是会计盈余稳健性，还是利润操纵？——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 中国会计与财务研究，2005(3): 1 - 56.

[6] 曲晓辉，邱月华. 强制性制度变迁与盈余稳健性——来自深沪证券市场的经验证据 [J]. 会计研究，2007(7): 20 - 28.

[7] 毛新述，戴德明. 会计制度改革、盈余稳健性与盈余管理 [J]. 会计研究，2009(12): 38 - 46.

[8] 代冰彬，陆正飞，张然. 资产减值稳健性还是盈余管理 [J]. 会计研究，2007(12): 35 - 42.

[9] 王咏梅，杨阳. 股权分置改革、资产减值准备与盈余管理 [J]. 财经问题研究，2007(10): 37 - 43.

Research on Split-Share Reform, Accounting Conservatism and Earnings Management

Ye Chen-yun[1], Xie Zhi-hua[2] & Yang Ke-zhi[3]

(*1. North China Electric Power University, Beijing 102206, China;*
2. Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China;
3. China National Aviation Fuel Finance Co., Ltd., Beijing 101318, China)

Abstract: The Split-Share Reform is a landmark event in the development of China's securities market, which has an important impact upon both the accounting information disclosure and the earnings management behaviors in many listed companies. Using the empirical analytical method, this research studies the changes before and after the Split-Share Reform in accounting conservatism that earnings management behaviors can show and their potential effects. It finds that the accounting information generally shows high conservatism before the reform due to the downward adjustment in earnings, but the accounting conservatism does not play its supposed restrictive role due to the upward adjustment in their earnings after the reform.

Key Words: Split-Share Reform; accounting conservatism; earnings management

（本文责编　王　简）

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net