

务和压力为未来提升业绩做出详尽的计划。

本文从MD&A中提供的信息是否有助于预测下一年扭亏的角度来研究MD&A信息的有用性。实证结果表明,MD&A中提及的对业绩产生负面影响的内部和外部因素越多,扭亏的可能性越小。重要的是,关于内部因素的研究结果与Tennyson等(1990)的发现(MD&A提及内部原因越多的公司,将来破产的概率越小)不一致。这说明,我们不能照搬国外的研究结论,而应对MD&A在中国的作用进行独立的研究。此外,MD&A所披露的前瞻性信息中,战略性改进措施的信息含量显著高于内部经营管理方面的改进措施。在战略方面做越多的调整,下年扭亏的可能性越大。如果按照战略、财务、客户、内部流程和学习与成长5个维度对扭亏措施进行分类,则战略调整和学习与成长变量(主要表现为研发投入)对扭亏有显著的解释能力。由此可见,扭亏措施对下年是否扭亏的影响并未受到不同分类方法的影响。第三,我们的实证结果表明,当扭亏措施针对性非常强,即对应亏损原因提出时,对经营业绩的改善有积极影响。否则,如果扭亏措施盲目提出,无的放矢,则会起到负面作用。特别地,当管理层在MD&A的扭亏措施中提及内部经营管理措施和债务重组措施但在亏损原因中未提到内部管理存在问题和负债负担过高时,这些措施与下一年扭亏概率负相关。这说明投资者应对内部管理措施这种“软性分析”持谨慎态度,尤其应将亏损原因和相应的措施结合考虑,看其是真的“对症下药”,还是“信口开河”。第四,从模型预测的准确度来看,仅加入扭亏措施时模型的预测能力高于仅加入亏损原因时的预测能力,也说明MD&A中的前瞻性信息更有用。综上所述,公司在MD&A中披露的亏损原因和下一年度的战略与经营计划为投资者预测扭亏提供了增量信息。

基于本文的研究发现,我们建议证券监管部门进一步完善我国MD&A信息披露制度,增加对投资者决策有用的信息的披露,如业绩变动的原因,研发支出以及战略性调整等信息。当然,未来的研究可以将研究的样本扩大到所有上市公司,对那些被反复证明有用的信息,监管部门应要求企业加强披露。此外,国内外关于信息有用性的研究多从实务的角度出发,未来的研究如果能强化现有的理论,可进一步提升此领域的研究水平。

(《管理世界》2010年第5期 略有删节)

持续经营不确定性审计意见的 增量决策有用性研究

——来自财务困境公司的经验证据

厉国威 廖义刚 韩洪灵

一、引言

审计意见的决策有用性是资本市场效率的重要支撑因素,而持续经营不确定性审计意见(Going-Concern Opinion,

以下简称“GCO”)是投资决策中所使用的最重要信息之一。由于公司退市或破产将对投资者和其他利益相关方造成巨大的损失,为给投资者提供足够的警讯,美国审计师早在20世纪30年代便开始以GCO的形式披露包括持续经营不确定性在内的不确定性事项。我国证券市场自1997年首次出现GCO以来,截至2008年已有600多例,目前该类审计意见仍呈逐年增加的趋势。GCO的初衷在于提请投资者对公司的持续经营不确定性事项予以格外的关注,从而更有效地向他们传递“红旗(Red Flag)”警讯。然而,在中国这样的新兴证券市场中,审计师是否有能力在帮助投资者评估公司持续经营不确定性方面充当重要的角色?这一直都是个有争议的问题。于是,一个重要的经验问题便是,在我国证券市场中GCO能否改善投资者对公司持续经营不确定性问题的评估?GCO能否在我国所特有的ST风险警示制度的基础上提供增量的决策有用性?为此,本文以股权分置改革前的1998~2003年间处于财务困境的我国上市公司为样本,采用价值相关性的研究方法经验地考察我国证券市场上GCO是否在ST警示制度的基础上具有增量的决策有用性,以为GCO的实践及其相关审计准则的发展提供依据。

二、制度背景与假设发展

(一)制度背景。

近年来,一些研究发现独立审计在证券市场中的作用与一国投资者法律保护程度等制度背景相关,例如Francis、Khurana and Pereira(2003)发现普通法系国家的公司对作为一种执行机制的独立审计的需求更高;Choi and Wong(2007)发现在法律制度较弱的国家,独立审计的治理功能更为重要,法律制度和独立审计的治理功能之间可能是一种替代关系;Francis and Wang(2008)发现公司盈余质量随着所在国投资者保护程度增强而提高,但这一关系仅在国际四大审计的公司中存在,而在非国际四大审计的公司中,盈余质量与公司所在国的投资者保护程度没有显著关系。这些研究都表明,独立审计能否积极发挥治理功能受一国制度环境的影响。

从审计技术上来说,独立审计发挥治理功能的途径主要是透过审计师出具的审计意见向利益相关者传递私有信息,因此审计意见的有用性是独立审计能否发挥治理功能的重要表征。陈信元、夏立军、林志伟(2009)以“盛润股份”连续15年获得非标准审计意见为例,分析了“非标”意见未能发挥公司治理功能的制度根源,发现独立审计之所以未能发挥治理功能,是因为审计师出具的“非标”意见未给公司及其内部人带来显著成本,而这又与市场价格机制、股权结构以及有效的监管和法律诉讼机制的缺失有关。然而,上述研究均未单独考察持续经营审计意见的有用性,如在“盛润股份”连续15年所获得的非标意见中,2001~2007年连续获取的就是持续经营审计意见。因此,有必要进一步结合我国制度背景专门探讨持续经营审计意见能否提供具有决策有用性的信息,发挥公司治理功能。

在市场竞争日益激烈的全球经济时代,企业面临着巨大的风险和不确定性,持续经营不确定性已是企业的常态。

中国注册会计师协会于1999年首次发布了《独立审计具体准则第17号——持续经营》，该准则于2003年的7月被修订，并于2006年3月再次修订后发布《中国注册会计师审计准则第1324号——持续经营》。持续经营审计准则要求注册会计师对被审计单位是否存在影响其持续经营能力的重大事项进行评估，在此基础上评估管理当局的改进计划，以最终确定对持续经营假设合理性并决定是否签发GCO。而另一方面，为抑制二级市场对存在持续经营不确定性的绩差公司股票的过度投机，1998年3月16日中国证监会颁布了《关于上市公司状况异常期间的股票特别处理的通知》，拉开了特别处理(Special Treatment, 简称“ST”)制度的序幕，它是中国证券市场上对出现异常状况的上市公司所实施的一种特别风险警示制度。1998年4月颁布的《深圳证券交易所股票上市规则》和《上海证券交易所股票上市规则》规定，如果某上市公司出现财务状况或其他状况异常，投资者难以判定公司前景、权益可能受到损害，证券交易所有权对该公司股票交易实行ST。其中异常主要指两种情况：一是上市公司经审计连续两个会计年度的净利润均为负值，二是上市公司最近一个会计年度经审计的每股净资产低于股票面值。所以，ST的主要信息内涵是提请投资者对上市公司的持续经营不确定性予以特别的关注。

因此，在我国证券市场上，投资者拥有相互补充的两个关于公司持续经营不确定性的信息源：ST与GCO。这两个信息源在其信息形成过程中存在以下区别：①ST来源于监管层面，其判断的标准更为刚性（主要依据净利润和每股净资产指标这两个会计指标），这使得投资者可以提前从其他信息渠道部分地吸收ST的信息内涵；而GCO来源于外部审计师层面，它更多地涉及审计师的专业判断。②持续经营审计准则要求审计师设计专门的审计程序用以评估持续经营问题并综合在整个审计过程中的每一阶段所获得的证据来评估持续经营不确定性的严重程度，这使得审计师拥有更多的有关客户经营活动及未来不确定性的私有信息，审计师的GCO成为对持续经营不确定性问题的一种更为直接、更为明确且更为全面的表态。③GCO是审计师在考虑了公司管理层关于持续经营不确定性的改善计划之后出具的，而ST的发布则未将公司管理层关于持续经营不确定性的改善计划作为决策的依据（ST的取消也仅依据公司嗣后的财务结果），所以，审计师出具的GCO更有可能传递了其凭借长期客户关系所得到的有关公司持续经营不确定性状态的最新信息。

（二）假设发展。

GCO及其传递的关于持续经营不确定性的私有信息究竟通过何种机制影响投资者决策，从而影响股票价值的呢？我们可以借鉴Hayn(1995)关于亏损公司ERC偏低的理论分析。Hayn(1995)总结并检验了亏损公司ERC较低的五种假说。第一种假说假定当公司发生亏损时，股东有清算选择权时，假设清算价值大于公司盈利的未来折现值，那么股东将选择立即清算，从而降低了盈余的价值相关性；第二种假说认为，是针对高科技公司的，这类公司增长迅速，而且无形资产价值巨大，因此当前的亏损并不能真正反映公司的前景；第三种假说针对规模小的公司，认为亏损公司一

般规模都比较小，从而承担的风险较大，因此投资者在评估未来盈余的现值时，会选择更高的折现率以求补偿过高的风险，由此也导致了股票价格和ERC的降低；第四种假说考虑会计程序的保守性，即很多时候只确认可能发生的损失而不确认可能发生的收益，导致会计盈余没有包含重要的决策信息，而给定市场有效，股价一般包含了所有公开信息，因此造成ERC较小；第五种假说认为亏损公司的盈利中包含太多暂时性因素，如会计上的巨额冲销，以及其他暂时性事项导致利润出现大幅波动，从而造成ERC较低。本研究的样本是财务困境公司，由于亏损公司和财务困境公司存在很多相似的特征，不少研究将亏损公司作为财务困境公司的一种替代(孟焰，袁淳，2005)，因此，本文可以参照Hayn(1995)的假说展开分析。

假设财务困境公司股东更偏好于清算价值，那么财务困境公司的股价应与公司退出清算价值显著相关，但王震和刘力(2003)却发现，无论是ST公司或是非ST公司，其股价与退出清算价值均无显著相关性，说明在我国上市公司退出机制尚不健全的背景下，我国的股东，尤其是小股东显然不具备清算的选择权，退出清算价值对投资者而言没有太大的现实意义。因此，Hayn的第一种假说在我国并不适用。我国上市公司中高科技公司为数极少，本文所选择的财务困境样本中没有一家是高科技企业，因此，Hayn的第二种假说也同样不适用于本文。本文选取的是财务困境公司，而且其中包括了大量持续经营存在危机的公司，这显然难以用会计政策的保守性来解释盈余相关性低，这就排除了Hayn的第四种假设。最后，从本文的描述性统计可以看到，变量LNA的标准差小于1，表明本研究的样本公司之间的规模不存在显著差异，这就可以排除第三种假设。

最后，运用Hayn的第五个假说和Ohlson(1995)的净剩余收益模型，我们可以解析持续经营不确定性审计意见的价值相关性。Ohlson(1995)将企业权益的市场价值表示成权益当期账面价值与未来预期“超常”盈余现值的一个函数，超常盈余具体来说就是超过预期“正常”盈余的预期净收益，反映了市场价值与账面价值的背离，超常盈余的来源之一是产生正的净现值的投资能力。对于持续经营存在较大不确定性的公司而言，投资者获取未来持续经营不确定性的信息后，迟早会调低对公司未来超常盈余的估计，或者说由于这类公司存在较大的风险，投资者将调整未来超常盈利的折现率，从而造成公司股价的下调。

基于上文讨论，我们认为，如果审计师出具的GCO可以在ST的基础上进一步改善投资者对公司持续经营问题的评估并帮助他们验证从其他私有渠道所获取的类似信息的准确性，那么从而GCO能为投资者提供增量的决策有用性。决策有用性的一个重要度量方法是信息的价值相关性，即某种信息与股票价格的关联性。按照Francis and Schipper(1999)的解释，可以用信息反映或汇总影响股票价格的信息的能力来衡量价值相关性，通常采用长时窗考察信息与股票价格或报酬之间的统计相关性。这种情况不需要证券市场一定是有效的，也不需要该种信息是影响股票价格的唯一信息源，也不需要该信息一定要先于其他信息被市场

所知晓。在这种观念之下,如果审计师签发的GCO能够在ST信息的基础上向投资者提供关于公司未来持续经营能力的增量信息,那么不论公司是否处于ST板块,GCO都会导致投资者对公司给予更低的价值估计。籍此,我们提出:

假设1:在非ST公司中,给定其他条件相同,被出具GCO的公司具有更低的价值;在ST公司中,给定其他条件相同,被出具GCO的公司具有更低的价值。

此外,Beaver(1998)通过引入三个关键链建立了当前盈余与股票价格之间的逻辑联系,通过将盈余划分为暂时性盈余和永久性盈余可以进一步分析当前盈余与未来盈余的关系。如果有信息显示公司未来的持续经营能力存在一定程度的不确定性,市场将预期公司盈余的持续性降低,即未来盈余将下降,从而导致调低对股票价值的评估。在此意义上,如果审计师签发的GCO能在ST的基础上向投资者提供关于公司未来持续经营不确定性的增量信息,那么,不论公司是否处于ST板块,GCO都将降低投资者对公司未来盈余持续性的预期,导致被出具GCO的公司具有更低的盈余价值相关性。籍此,我们提出:

假设2:在非ST公司中,给定其他条件相同,被出具GCO的公司具有更低的盈余价值相关性;在ST公司中,给定其他条件相同,被出具GCO的公司具有更低的盈余价值相关性。

三、样本选择、研究方法与描述性统计

(一) 样本选择。

20世纪90年代以来,国外许多关于GCO的研究选择财务困境公司作为研究样本。本文参照McKeown & Muchler(1994)、Timothy(1998)、Carcello et al(2000)等人对财务困境公司的定义,将满足以下特征之一的公司划归为财务困境公司:①经营活动现金净流量为负;②净营运资本为负;③营业利润为负;④留存收益为负。从CSMAR数据库中选择1998~2003年所有A股上市公司,总共有6376个观察值。经过筛选,共2844个观察值符合上述条件,占全部A股公司观察值的44.6%。由于我们在进行回归分析时,某些变量需要运用到前一年的数据,因此,从中剔除了缺乏上年数据的117个观察值,最终财务困境公司观察值为2727个,其中208个观察值被出具GCO,占财务困境公司观察值的7.63%。这208个被出具GCO的观察值占这6年间全部GCO的93.7%,这表明我们选择财务困境观察值的标准基本是恰当的。

为检验本文的假设,进一步将上述财务困境公司分为ST族与非ST族两个子样本分别进行回归分析。2727个观察值中非ST族样本有2380个,ST族样本有347个。需要指出的是,将总样本区分为ST与非ST样本,除了便于检验本文的研究假设外,另一个重要考虑是两类公司涨跌停板的幅度不同,非ST公司涨跌停板的幅度为10%,而ST公司为5%,如果不将两类样本分别回归,可能会对本文的研究结果产生较大的影响。本研究使用的数据均来自于CSMAR数据库,数据分析软件为SPSS11.0。

(二) 研究方法。

已有的价值相关性研究文献所采用的模型主要有价格

模型和收益模型。在价格模型下,当前的股票价格反映的是累积的信息,通过价格模型得出的盈利反应系数将是真实系数的无偏估计量(Kothari & Zimmerman, 1995)。基于此,本文分别对ST与非ST族样本采用以下修正的Ohlson(1995)估价模型检验GCO的价值相关性以及被出具GCO的公司的盈余价值相关性,同时使用回报模型进行稳健检验。

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GC_{it} + \alpha_2 EPS_{it} + \alpha_3 GC_{it} \times EPS_{it} + \alpha_4 LOSS_{it} + \alpha_5 PTS_{it} + \alpha_6 \ln a_{it} + \alpha_7 BVPS_{it} + \alpha_8 ROA_{it} + \alpha_9 FIN_{it} + \alpha_{10} LIQ_{it} + \sum_{t=1}^{15} \alpha_t Y_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

因变量 P_{it} 为i公司第t年年末的股票价格,考虑到市场对GCO以及会计盈余等信息的吸收需要一定的时间,选择次年5月31日的股票收盘价作为 P_{it} 的取值。若当日某公司停牌,则向前追溯至该公司有相关交易数据的当日的收盘价,但是以5月1日为限。同时,将上述收盘价根据各公司在每个会计年度结束后5个月内所发生的发行新股、配股以及股利分配情况进行复权调整,以得出相应的复权股票价格作为股票价格变量。 GC_{it} 和 $GC_{it} \times EPS_{it}$ 是检验变量, GC_{it} 表示是否被审计师出具GCO,若i公司第t年被出具GCO,则 $GC_{it}=1$,否则为0,该变量用于检验假设1,预期该变量的符号为负。 $GC_{it} \times EPS_{it}$ 是每股盈余(EPS_{it})与 GC_{it} 的交乘项,由于被出具GCO的公司的盈余持续性存在问题,该类公司盈余的价值相关性将会降低,预期该变量系数的符号为负,此变量用于检验假设2。

除上述变量外,其他均为估价模型中的控制变量。 $BVPS_{it}$ 是i公司第t年公司普通股每股账面净值,预期该变量符号为正。 PTS_{it} 是i公司第t年流通股比例,一般流通股比例越大,公司股票价格越低(孟焰等,2005)。 Y_t 是年度控制变量($t=1, 2, 3, 4, 5$), Y_1 表示1998年,依次类推, Y_5 表示2002年,如果某样本属于2002年,则 Y_5 等于1,否则为0。 EPS_{it} 是i公司第t年公司普通股每股收益,预期该变量与股票价格正相关。 $LOSS_{it}$ 为虚拟变量,如果i公司第t年公司净利润为负,则该变量等于1,否则为0,将该变量纳入分析的目的是为了将亏损因素进行控制。孟焰等(2005)的研究表明,亏损公司的盈余价值相关性更低。因此,预期该变量与股票价格负相关。 $\ln a_{it}$ 表示i公司第t年总资产的自然对数。Morck(1988)认为公司规模会影响公司的价值,小企业比大企业具有更大的成长预期,即企业规模越大,成长性越小,则市场价值越低。预期该变量系数的符号为负。

此外,为控制财务状况的影响,我们在模型中还设置反映流动比率、负债程度和获利能力的三个财务控制变量。Zmijewski(1984)预测财务困境的ZFC指数也是依据这三个指标计算的,将这三个指标纳入模型加以控制,可以更好地检验GCO是否能提供增量的决策有用性。其中, ROA_{it} 为i公司第t年资产报酬率,等于净利润除以总资产,该指标反映公司的盈利能力,预期该指标与股票价格正相关。 FIN_{it} 为i公司第t年财务杠杆程度,等于总负债除以总资产。Morck(1988)认为,由于债务具有税盾作用,适度举债可以提高企业价值,预期该变量与公司股价正相关。 LIQ_{it} 衡量i公司第t年流动性程度,等于流动资产除以流动负债。一般说来,流动性越强,公司更不可能陷入短期债务危机,从而更不可能面临持续经

营危机,因此,预期该变量与公司股价正相关。

(三)描述性统计与均值差异T检验。

表1是ST样本与非ST样本主要变量的描述性统计,表2分别列示了在ST与非ST样本中GCO公司与非GCO公司之间主要变量均值差异的T检验结果。检验结果表明,在ST样本中,相对于非GCO公司,GCO公司的股票价格更低、更多地发生亏损、更低的资产报酬率、更高的负债程度、更

低的流动比率、更大的流通股比例、更低的每股账面净资产也以及更小的规模。在非ST样本中,GCO与非GCO公司之间除了变量PTS的差异不显著外,其他变量的检验结果与ST样本一致。因此,均值T检验结果表明,被出具GCO的公司,其主要财务指标均差于未被出具GCO的公司,初步表明GCO对投资者评估公司的持续经营不确定性具有增量的决策有用性。

表1 非ST与ST样本主要变量的描述性统计

变量	最小值		最大值		均值		标准差	
	非ST	ST	非ST	ST	非ST	ST	非ST	ST
N	2380	347	2380	347	2380	347	2380	347
P ₅	2.360	2.420	66.090	54.430	10.460	8.962	5.367	5.433
LOSS	0	0	1	1	0.240	0.440	0.420	0.500
ROA	-9.981	-13.080	0.270	0.311	-0.0129	-0.293	0.236	1.116
FIN	0.012	0.024	10.375	23.787	0.529	1.217	0.272	1.897
LIQ	0.057	0.001	47.134	36.240	1.326	1.026	1.649	2.103
BVPS	-5.427	-8.785	9.236	3.596	2.393	0.252	1.217	1.957
PTS	6.034	8.681	100.00	100.00	39.357	40.094	12.511	12.812
LNA	17.553	16.884	26.689	23.386	20.954	20.125	0.909	0.966
Y ₁	0	0	1	1	0.085	0.064	0.280	0.250
Y ₂	0	0	1	1	0.060	0.120	0.300	0.330
Y ₃	0	0	1	1	0.160	0.150	0.370	0.360
Y ₄	0	0	1	1	0.200	0.160	0.400	0.360
Y ₅	0	0	1	1	0.220	0.210	0.410	0.410

表2 价格模型主要变量均值差异t检验

变量	非ST (N=2380)			ST (N=347)		
	GCO均值 (N=95)	非GCO均值 (N=2285)	均值差	GCO均值 (N=113)	非GCO均值 (N=234)	均值差
P ₅	8.442	10.546	-2.104***	7.090	9.903	-2.805***
LOSS	0.9	0.211	0.691***	0.811	0.251	0.56***
ROA	-0.345	0.003	-0.348***	-0.771	-0.055	-0.717***
FIN	0.846	0.516	0.330***	1.951	0.852	1.099***
LIQ	1.077	1.339	-0.261*	0.505	1.281	-0.779***
BVPS	1.079	2.448	-1.369***	-1.059	0.906	-1.961***
PTS	40.715	39.302	1.416	41.122	39.602	1.527**
LNA	20.594	20.971	-0.376***	19.971	20.200	-0.225**
Y ₁	0.015	0.083	-0.068*	0.059	0.067	-0.007
Y ₂	0.181	0.093	0.086**	0.142	0.112	0.032
Y ₃	0.083	0.171	-0.086***	0.192	0.135	0.063
Y ₄	0.220	0.212	0.020	0.143	0.162	-0.024
Y ₅	8.442	10.546	-2.104	0.174	0.234	-0.062

注:***表示在0.01水平上显著;**表示在0.05水平上显著;*表示在0.1的水平上显著。

四、经验结果

表3的 Panel A和Panel B分别列示了价格模型对非ST样本和ST样本的回归结果。从表3可以看到,变量GC在Panel A上的系数在10%水平上显著为负,在Panel B上的系数在5%水平上显著为负。这表明,不论公司是否已经处于ST板块,GCO都会促使投资者进一步降低对公司的价值认定,因此假设1得到支持。表3的结果还显示,变量EPS×GC在Panel A和Panel B上的系数分别在1%和5%的水平上显著为负。这表明,不论公司是否处于ST板块,GCO都将降低投资者对公司未来盈余持续性的预期,从而导致被出具GCO的公司具有更低的盈余价值相关性。这两项结果的综合意味着,在我国证券市场中GCO能在ST的基础上进一步改善投资者对公司持续经营不确定性问题的评估,GCO能在我国所特有的ST风险警示制度的基础上提供增量的决策有用性。此外,控制变量PTS、LNA、BVPS、ROA、FIN的系数符号均与预期相符,且在0.01的水平上显著。上述变量的VIF均小于4,说明自变量之间不存在严重的共线性问题。

表3 价格模型对非ST与ST样本的回归结果

变量	Panel A (非ST样本)			Panel B (ST样本)		
	预期符号	系数	VIF	预期符号	系数	VIF
GC	-	-1.135*	1.965	-	-1.844**	1.923
EPS	+	1.709***	3.199	+	1.703*	3.952
EPS×GC	-	-1.922***	2.607	-	-2.071**	2.936
PTS	-	-0.0523***	1.048	-	-0.0472**	1.017
LNA	-	-1.657***	1.384	-	-0.885***	1.187
BVPS	+	0.736***	1.830	+	0.281	2.332
ROA	+	4.191***	3.999	+	0.246	2.336
FIN	-	3.334***	3.930	-	-0.172	2.204
LIQ	+	-0.0673	1.176	+	0.209*	1.069
LOSS		-0.297	2.072		-1.279*	2.140
Y ₁	?	1.359***	1.305	?	4.954***	1.229
Y ₂	?	5.980***	1.335	?	6.960***	1.255
Y ₃	?	8.184***	1.471	?	2.368***	1.261
Y ₄	?	3.254***	1.512	?	1.672**	1.300
Y ₅	?	1.618***	1.526	?	-1.844**	1.923
常数项	+	40.839***		+	27.405***	
R ²		0.428			0.344	
调整的R ²		0.424			0.312	
F		117.705			12.348	
P		0.000			0.000	

注:***表示在0.01水平上显著;**表示在0.05水平上显著;*表示在0.1的水平上显著。

五、稳健性检验

为了深化研究结论的可靠性,本文进一步使用Easton & Harris (1991)的回报模型进行稳健性测试:

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GC_{it} + \alpha_2 EPS_{it} / M_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta EPS_{it} / M_{i,t-1} + \alpha_4 \Delta EPS_{it} / M_{i,t-1} \times GC_{it} + \alpha_5 \Delta CR + \alpha_6 \Delta FIN + \alpha_7 \Delta ROA + \sum_{i=8}^{12} \alpha_i Y_i + \epsilon_{it}$$

因变量RET_{it}是i公司第t年股票的超常回报, $RET_{it} = \prod_{y=1}^t (1+R_{iy}) - \prod_{y=1}^t (1+R_{my})$ 其中R_{iy}表示i公司第t年的第y个月的个股月度回报,源自CSMAR2004“交易数据库”提供的不考虑现金红利再投资的个股月回报率;R_{my}是第t年第y个月的市场月度回报,源自CSMAR2004“交易数据库”提供的不考虑现金红利再投资的市场月回报率(流通市值加权平均)。虽然我国的财务报告要求在4月底发布,但是由于存在一定的时滞,而且为了与前文价格模型中所定义的年度一致,这里所指的一年是从当年的6月至下一年度的5月。

GC_{it}和(ΔEPS_{it}/M_{i,t-1})×GC_{it}为检验变量。GC_{it}的定义及其预期符号与价格模型中GC_{it}一致。检验变量(ΔEPS_{it}/M_{i,t-1})×GC_{it}是变量GC_{it}与(EPS_{it}-EPS_{i,t-1})/M_{i,t-1}的交乘项,预期该变量的符号为负,其中M_{i,t-1}表示i公司第t-1年年末股价(根据我们对年度的定义,比如针对1998年度观察值,M_{i,t-1}是指1998年5月31日股票价格),EPS_{it}表示i公司第t年的每股盈余;EPS_{i,t-1}表示i公司第t-1年的每股盈余。

控制变量的定义如下:EPS_{it}/M_{i,t-1}表示i公司第t-1年公司普通股每股收益与年初普通股股票价格之比;ΔEPS_{it}/M_{i,t-1}表示i公司第t-1年公司普通股未预期每股收益与t年年初普通股股票价格之比,其中EPS_{i,t-1}表示i公司第t-1年公司普通股每股收益,因此(EPS_{it}-EPS_{i,t-1})表示i公司t年的未预期收益,M_{i,t-1}表示i公司第t-1年公司普通股年末价格。Easton & Harris (1991)以异常回报作为因变量,发现将标准化的当期盈余和盈余的变化同时纳入回归,两个变量的系数都显著异于0,说明标准化的当期盈余和盈余的变化均有助于评估证券价值。李晓强(2004)运用A股样本进行实证研究,发现上述变量系数均显著为正,因此,本文也将这两个变量纳入回归,预期EPS_{it}/M_{i,t-1}、ΔEPS_{it}/M_{i,t-1}的系数符号显著为正。ΔCR是i公司第t年流动比率相对第t-1年的变化;ΔFIN是i公司第t年资产负债率相对第t-1年的变化;ΔROA是i公司第t年总资产收益率相对第t-1年的变化。由于因变量是使用异常回报,因此,设置上述三个变量主要是为了控制公司财务状况的变化对异常回报的影响。预期ΔCR、ΔROA与股票异常回报正相关,ΔFIN与股票异常回报负相关。Y_i的定义与价格模型中的Y_i一致。

表4分别列示了在ST样本与非ST样本中,被出具GCO与未被出具GCO公司主要变量均值差异的t检验。表4显示,不管是对于非ST样本还是对于ST样本,被出具GCO的公司的RET_{it}、EPS_{i,t-1}/M_{i,t-1}、ΔROA的均值均显著低于未被出具GCO的公司,而对于变量ΔFIN,被出具GCO的公司则显著大于未被出具GCO的公司。这说明,不管公司是否被ST,被出具GCO的公司的财务状况显著差于未被出具GCO的公司。

表4

回报模型主要变量均值差异t检验

变量	样本	非ST (N=2380)			ST (N=347)		
		GCO均值 (N=95)	非GCO均值 (N=2285)	均值差	GCO均值 (N=113)	非GCO均值 (N=234)	均值差
RET_{it}		-0.158	0.003	-0.161***	-0.182	0.093	-0.126***
$EPS_{i,t-1} / M_{i,t-1}$		-0.0137	0.001	-0.0147***	-0.144	-0.056	-0.191***
$\Delta EPS_{it} / M_{i,t-1}$		-0.072	-0.005	-0.067***	0.006	0.047	0.245
ΔCR		-0.010	-0.160	0.151**	-0.292	-0.239	-0.357
ΔFIN		0.088	0.037	0.051**	0.824	0.065	0.712***
ΔROA		-0.044	-0.021	-0.023***	-0.473	0.112	-0.548***
Y_1		0.142	0.082	0.058	0.071	0.075	-0.059
Y_2		0.183	0.094	0.086**	0.134	0.132	-0.024
Y_3		0.085	0.176	-0.085***	0.215	0.152	0.072
Y_4		0.213	0.205	0.011	0.136	0.142	-0.082
Y_5		0.192	0.220	-0.033	0.157	0.212	0.152

注：***表示在0.01水平上显著；**表示在0.05水平上显著；*表示在0.1的水平上显著。

表5的Panel A和Panel B分别列示了回报模型对非ST样本和ST样本的回归结果。表5的结果显示，变量GC在Panel A和Panel B上的系数均在1%的水平上显著为负，变量 $(\Delta EPS_{it} / M_{i,t-1}) \times GC_{it}$ 在Panel A和Panel B上的系数分别在1%和5%的水平上显著为负。这表明，不论公司是否已经被ST，GCO的出具会导致更低的异常回报和更小的盈余变化的价值相关性。因此，回报模型与价格模型的回归结果完全一致，假设1和假设2得到了进一步的支持。

表5 回报模型对非ST与ST样本的回归结果

变量	样本	Panel A (非ST样本)			Panel B (ST样本)		
		预期符号	系数	VIF	预期符号	系数	VIF
GC		-	-0.118***	1.626	-	-0.193***	1.422
$(\Delta EPS_{it} / M_{i,t-1}) \times GC_{it}$		-	-1.094***	2.043	-	-0.691**	4.116
$EPS_{i,t-1} / M_{i,t-1}$		+	0.247	1.193	+	0.499**	2.873
$\Delta EPS_{it} / M_{i,t-1}$		+	1.678***	1.773	+	1.206***	6.138
ΔCR		+	-0.025	1.101	+	0.013	1.033
ΔFIN		-	-0.033	5.331	-	-0.029	1.528
ΔROA		+	0.016	5.842	+	-0.0244	1.909
Y_1		?	0.216***	1.263	?	0.279***	1.174
Y_2		?	0.048**	1.284	?	0.101	1.302
Y_3		?	0.147***	1.432	?	0.333***	1.330
Y_4		?	0.079***	1.494	?	0.085	1.351
Y_5		?	-0.008	1.521	?	-0.046	1.357
常数项			-0.045***			-0.017	
调整的R ²			0.111			0.248	
F			0.106			0.216	
P			24.324			7.834	
			0.000			0.000	

注：***表示在0.01水平上显著；**表示在0.05水平上显著；*表示在0.1的水平上显著。

六、结论与政策含义

近年来，学术界不断证明了独立审计在证券市场中的作用与一国投资者法律保护程度等制度背景相关，如Francis, Khurana and Pereira (2003)发现普通法系国家的公司对作为一种执行机制的独立审计的需求更高；Choi and Wong (2007)发现在法律制度较弱的国家，独立审计的治理功能更为重要，法律制度和独立审计的治理功能之间可能是一种替代关系；Francis and Wang (2008)发现公司盈余质量随着所在国投资者保护程度增强而提高，但这一关系仅在国际四大审计的公司中存在，而在非国际四大审计的公司中，盈余质量与公司所在国的投资者保护程度没有显著关系。陈信元、夏立军、林志伟 (2009)以“盛润股份”连续15年获得非标准审计意见为例，分析了“非标”意见未能发挥公司治理功能的制度根源，发现独立审计之所以未能发挥治理功能，是因为审计师出具的“非标”意见未给公司及其内部人带来显著成本，而这又与市场价格机制、股权结构以及有效的监管和法律诉讼机制的缺失有关。

从某种意义上说，独立审计发挥治理功能的途径主要是透过审计师出具的审计意见向利益相关者传递私有信息，因此，审计意见的有用性是独立审计能否发挥治理功能的重要表征。然而，上述研究均未单独考察审计意见尤其是持续经营审计意见的有用性，事实上在“盛润股份”连续15年所获得的非标意见中，2001~2007年连续获取的就是持续经营审计意见。尤其是自1997年出现第一例持续经营审计意见以来，我国资本市场上的持续经营审计意见呈显著上升趋势。截至2008年，我国上市公司的审计报告中累计有603份明确提及了持续经营不确定性问题，占全部非标意见的35.53%，其中2008年持续经营审计意见占当年非标意见的比例高达80%。由此可见，持续经营审计意见正日益成为中国资本市场值得关注的一个重要现象。因此，研讨在我国特殊的制度背景下持续经营审计意见能否发挥公司治理功能就成为了一个很有意义的话题。然而，与国外证券市场不

同,我国证券市场中的投资者拥有相互补充的两个关于公司持续经营不确定性的信息源:ST与GCO。目前,ST制度对公司持续经营不确定性的警示作用已得到经验证据的支持(王震等,2002;唐齐鸣等,2006;张建华等,2006)。

本文以1998~2003年间处于财务困境的我国上市公司为样本,分别采用价格模型和回报模型对GCO的价值相关性和被出具GCO公司的盈余价值相关性进行了经验考察。研究发现,不论公司是否已经被ST,GCO都会促使投资者进一步降低对公司的价值认定和导致公司更低的盈余价值相关性。这一经验结果意味着,在我国证券市场中GCO能在ST的基础上进一步改善投资者对公司持续经营不确定性风险的评估,GCO能在我国所特有的ST风险警示制度的基础上提供增量的决策有用性。

(《中国工业经济》2010年第2期 略有删节)

生命周期视角下的 股权制衡与企业价值

佟 岩 陈莎莎

我国资本市场中很多不正常现象的原因都可以溯源到股权结构存在问题,而且围绕这些问题也已经开展了大量理论研究和实务工作。目前已基本完成的股权分置改革也是在为解决困扰资本市场已久的这一问题寻找出路。随着原有的非流通股份经过限售期后开始具有流通权利,原有的“一股独大”问题可能得到一定程度的缓解。越来越具有自我保护意识的中小投资者也给以往占有压倒性优势的大股东们提出了各种各样待解决的问题。我国上市公司股权结构的变革似乎迎来了一个春天。可是,真的有一种股权结构模式可以彻底解决股东与管理者之间、小股东与大股东之间、债权人与股东之间的种种代理问题吗?或者说,在股权分散和股权集中之间真的存在一个平衡点使得企业价值达到最大吗?对这一问题的合理回答无疑对于理论研究和实务工作都具有十分重要的意义。已有研究围绕相关问题展开了不同程度的探讨,取得了一些有益结论。但是,在探讨股权结构安排与企业价值的关系时,企业所处的发展阶段并没有引起足够关注,处于不同生命阶段的企业往往被视同无差异,这显然并不符合实际情况,也将降低研究结论的可信度。本文认为,股权结构安排对企业价值的影响并不是孤立而绝对的,应将其置入企业所处的具体环境当中进行分析。因此,本文引入企业生命周期理论,着重分析不同生命阶段企业的股权结构安排与企业价值的关系。

一、文献回顾

(一)股权制衡效应。

在财务、会计的有关研究中,对“最优”决策的评判标准通常是能否使企业价值最大,最优股权结构也是如此。股

权结构的“最优”,是在集中与分散之间权衡后的结果,所以选择股权结构时,企业总是面临着两难冲突。股权的集中将鼓励大股东的监督活动,但是,集中的股权又将导致风险分担的不足并丧失股权分散所带来的股票二级市场流动性收益,股权制衡的理念因此逐渐受到关注。这种制衡通常倾向于股权的合理分散,使控制权由几个大股东分享,通过内部牵制使得任何一个大股东都无法单独控制企业的决策,达到大股东互相监督的股权安排模式。

虽然如此,由于研究背景和方法等存在差异,股权制衡是否能够实现企业价值的提升依然悬而未决,甚至有不少研究得到截然相反的结论。对股权制衡与企业价值之间的关系研究可大体上归为如下两类:

1. 股权制衡提高企业价值。

大量研究证实,大股东之间股权分布越均衡,企业的绩效越高。与之对应,股权越集中,则企业价值越低。Pagano和Roell通过实证研究证实多个大股东的存在对于抑制资产掏空等掠夺行为有作用。La porta等发现,拥有足够股份的第二大股东可以在一定程度上抑制大股东对其他股东利益的侵占行为。刘星等研究也得到了类似结论。陈信元等则从企业类型角度切入,发现股权制衡类公司的企业价值显著高于联盟型公司和一般型公司。

在此基础上,股东性质对股权制衡与企业价值之间关系的影响也受到了关注,研究普遍发现股东类型也影响企业的价值。在第一、二大股东分属不同性质的公司中,股权制衡的效果相对较好,在其属于同一性质的公司中,股权制衡效果较差,甚至难以发挥作用。特别是当第二大股东性质为法人股时,比第二大股东为国家股有更好的监督作用。

2. 股权制衡降低企业价值。

La porta等证实,最终控股股东的现金流量权越大,企业绩效越好。Volpin发现,控制性大股东持有的现金流权低于50%的公司其价值显著低于被大股东绝对控股的公司。赵景文等发现,一股独大类公司的企业价值显著优于股权制衡类公司的企业价值。徐莉萍等研究表明,股权制衡对企业价值没有促进作用,并且过高的股权制衡程度对企业价值有负面影响;不同性质外部大股东的制衡效果有明显差别,而且其在不同性质控股股东控制的上市公司中的表现也不尽一致。以受到广泛关注的民营企业为例,朱红军等应用宏智科技股份有限公司控制权之争的案例,证实股权制衡不能提高我国民营上市公司的治理效率。

除了绝对的提高或降低结论之外,也有学者的研究证实了股权制衡与企业价值的三次非线性相关关系,还有学者虽然发现股权制衡能够抑制隧道挖掘行为和缓解大、小股东之间的代理冲突,但股权制衡对提升企业价值的效果不显著。

(二)生命周期效应。

20世纪末开始,学者们将企业生命周期理论引入会计、财务问题的有关研究,得到了很多有益结论。Fluck使用生命周期理论解释不断变化的企业资本结构。Black Sr.检验了企业生命周期与盈余、现金流量增量信息含量之间的关系,他的研究支持现金流量在成长期、成熟期和衰退期比盈余