

强制披露、盈余质量与市场化进程^{*}

——基于制度互补性的分析

程新生^{1,2}, 谭有超², 廖梦颖²

(1. 南开大学 公司治理研究中心, 天津 300071; 2. 南开大学 商学院, 天津 300071)

摘要:文章以2005—2009年沪深两市953家上市公司共4765个样本为研究对象,控制了内生性后发现:由于法律制度尚不完善、积累的监管经验有限,控股股东往往倾向于让强制披露显得更加完整,^①以便赢取良好的市场声誉,从而加剧了控股股东掏空上市公司的隧道行为。为了隐瞒这种行为,盈余往往会被操纵。但是在市场化程度较高的地区,完善的法律保护与监管体系为强制披露的质量提供了制度保障,因此在这类地区强制披露与盈余质量显著正相关。

关键词:强制披露; 盈余质量; 市场化进程

中图分类号:F230; F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)02-0060-12

一、引言

如何抑制盈余管理、提高盈余质量一直是人们关注的热点问题。大量研究表明,信息不对称是盈余管理发生的必要条件(Dye, 1988; Schipper, 1989)。因此,增加信息披露被认为是抑制盈余管理的有效手段(Hirst等, 2003)。由于代理问题的存在,管理者为避免私有收益曝光,披露的信息往往难以达到社会所需的最优水平,因此,为了保护外部投资者利益、提高市场运行效率,政府会强制规定上市公司信息披露的最低要求,从而形成了强制披露的基本内容。预期到盈余管理行为由于强制披露会更容易被发现从而受到惩罚,理性管理者对盈余管理的内在驱动力就会显著降低(Fields等, 2001)。大量实证证据也表明,强制披露有助于投资者发现盈余管理,提高盈余质量(Hirst和Hop-

收稿日期: 2010-09-18

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大资助项目(2009JJJD630001); 国家自然科学基金资助项目(71072095, 70771048)

作者简介:程新生(1963—), 男, 山西大同人, 南开大学公司治理研究中心、南开大学商学院教授, 博士生导师;

谭有超(1983—), 男, 山东德州人, 南开大学商学院会计系博士研究生;

廖梦颖(1988—), 女, 湖南邵阳人, 南开大学商学院会计系硕士研究生。

kins,1998;Lee 等,2005;Hunton,2006)。

任何一项制度必须与社会现有的其他制度相适应才能发挥功效(Schmidt和 Spindler,2000),即必须满足制度互补性约束(李明辉,2007)。在美国等成熟市场,完善的法律保护制度以及成熟的监管体系为强制披露质量提供了制度保障,因此,高质量的强制披露能够有效地抑制盈余管理、提高盈余质量。但是在我国新兴市场的特殊制度环境下,各种法律制度尚不完善、监管效率较低,很难及时发现各种披露违规行为并给予恰当惩戒,且控股股东掏空上市公司的隧道行为非常普遍。为隐瞒这种行为,控股股东有强烈的操纵强制披露的动机。在这种环境下,强制披露是否一定能够保证管理者披露真实的信息?如果不能,那么强制披露是否还能提高盈余质量?

国内研究强制披露的实证文献比较缺乏,原因可能在于与强制披露相比,自愿披露具有相对独立性,更能反映公司的透明度(崔学刚,2004)。但即使是强制披露,由于管理者在及时性、准确性和完整性等方面具有一定的选择空间,从而会造成公司透明度的差异(王雄元等,2008;谭劲松等,2010)。因此,研究强制披露的效应同样具有重要意义。关于强制披露与盈余质量的关系,国内鲜有学者进行过专门的研究。韩惠博(2007)的实证文献与本文研究最接近,他发现信息披露对线下项目、可操控性应计具有显著抑制作用,而对真实交易的盈余管理影响并不显著。但是他的论文与本文有差异:一是他采用深交所信息考评结果,未严格区分自愿披露和强制披露;二是与其他绝大多数研究相同,未考虑信息披露与盈余质量的内生性关系。

本文的贡献在于,已有关于强制披露与盈余质量方面的研究大多基于成熟市场,各种完善的制度能够为强制披露的信息质量提供保障,因此,强制披露能够提高盈余质量,但是在中国特殊的制度环境下,这一结论是否仍然成立却少有专门的研究。本文丰富了这方面的文献,并且采用多种估计方法,控制了强制披露与盈余操纵之间的内生性,^②使估计结果更加稳健。

二、理论分析与研究假设

股东获取收益的方式主要包括转让股权获得的价差和分享公司的剩余收益。但由于我国股权长期分置,控股股东在二级市场公开转让股权获取资本利得受到限制,其收益更多来自公司剩余收益。所有股东对现金股利的收益权是相同的,而控股股东控制权成本要远远大于中小股东,因此这种获利方式并非最优(李志文,宋衍蘅,2003)。在此种情况下,控制权私有收益就成为控股股东最主要的获利方式(刘浩等,2010)。郝颖等(2006)认为,我国上市公司特殊的股权制度为控股股东获取控制性资源、截取控制权私有收益提供了条件。为隐藏追逐私有收益的行为,控股股东具有操纵强制披露的动机,而抑制这种动机的力度取决于市场发现强制披露违规行为的概率以及事后给予的惩

罚成本。如果市场能够及时发现违规的披露行为并给予恰当处罚,提高披露水平很可能会曝光控制权私有收益,因此控股股东一般会披露仅仅满足强制披露最低要求的信息,而此时披露的信息往往是真实可靠的。反之,控股股东很可能使强制披露显得更加完整、及时和准确,从而博取良好的市场声誉(唐跃军、李维安,2009),而此时虚假陈述的现象往往会比较严重。

强制披露是以法律规范调整上市公司与其他利害关系者之间的信息不对称,法律制定和执行是强制披露的基础(何卫东,2003)。近年来,我国在证券立法方面有了长足的进步,如2003年颁布了《最高人民法院关于审理证券市场因虚假陈述引发的民事赔偿案件的若干规定》。但在实际执行过程中还存在很多问题,比如要求“谁主张、谁举证”,提高了处于信息劣势的中小股东的维权成本,没有对上市公司的虚假陈述行为施加惩罚性赔偿。因此,上市公司提供虚假披露的法律风险较低,我国法律制度在严惩机会主义者、保护中小股东利益方面力度不够(刘峰等,2004;2007)。

由于法律存在固有的不完备性,在保护投资者利益方面不可能做到尽善尽美(Pistor和Xu,2002),并且建立成熟的法律体系需要较长时间,因此可能产生其他替代机制(La Porta等,2000)。目前学者讨论较多的是政府监管(陈冬华等,2008),并且提出有时政府监管可能比法律更有效(Glaeser和Shleife,2001)。根据公共利益理论,政府可以通过监管纠正市场失灵。但芝加哥大学法与经济学派强烈地抨击了这一理论,他们认为政府监管者是不能胜任的、腐败的和容易被俘获的(Shleifer,2005)。Stigler(1971)、Peltzman(1976)提出,监管者可能会被监管者所俘获,这样不但不能保证社会福利最大化,反而会沦为保护个别利益集团的制度守护者,并且即使监管者确实想提高公共利益,他们也是不能胜任的,因而很难成功。

对于我国证券监管是否有效,国内学者并未达成共识。陈冬华等(2008)认为,“清晰的绩效指标、业绩归属和责任边界,使得证券监管机构在避免公司丑闻方面,与中小投资者的利益几乎一致”。Chen等(2005)通过研究发现,被证监会调查处罚的公司,股价普遍下跌1%—2%,说明我国证监会是一只只有牙齿的老虎。但有学者对于选择违规受处罚公司来验证监管的有效性提出质疑,他们认为这类公司往往都是因为“影响太恶劣或手段过于明显”才被监管层所关注(刘峰等,2004),所以尽管证券处罚具有明显的信息含量,但监管部门在及时发现并惩处各种证券违法违规方面仍显不足(张宗新、朱伟弊,2007)。而且,我国的产权制度安排和客观环境更容易使监管者被“俘获”,造成监管软约束:一方面,国有企业普遍存在战略性和社会性两种政策负担,承担了过多的社会职能。为了让这些国有企业继续生存,政府不得不对其进行保护(林毅夫、李志赞,2004)。因此,监管机构在一定程度上担当了国有产权主体或代理人的角色,导致监管者角色错位,从而制约了监管体系功能的发挥

(张育军,2003)。另一方面,由于历史渊源和制度结构的特点,监管部门成为券商、基金公司重要的人才输送地,监管层与业界人员存在密切的“合作关系”,阻碍了监管目标的实现(罗培新,2005;岳彩申、王俊,2006)。

综上所述,在我国新兴市场的特殊制度环境下,法律制度尚不完善,监管时效性较差并以广大公众投资者的权益损失为代价的事后监管为主(张宗新、朱伟弊,2007),因此,控股股东很可能会利用信息不对称,披露较多的虚假信息以便通过信息披露的信号显示作用赢得良好的市场声誉,迷惑市场和中小投资者(唐跃军等,2008),从而产生了不利的经济后果:一方面,良好的市场声誉会使上市公司吸引更多的社会资源,从而为控股股东持续长久地掏空上市公司提供了物质保障。为了隐瞒掏空行为,操纵盈余的动机和行为很可能会大量增加。另一方面,良好的社会声誉也会降低外部利益相关者的监督努力,导致控股股东掏空和盈余操纵的行为更难以被发现。具体过程如图1所示:

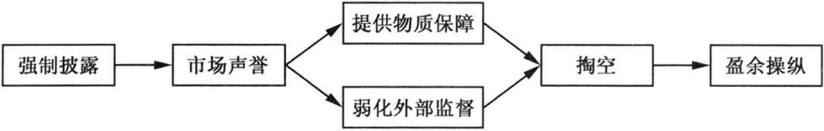


图1 强制披露影响盈余质量示意图

由此,本文提出以下两个假设。

假设1:在其他条件不变的情况下,强制披露具有迷惑作用。

假设2:在其他条件不变的情况下,强制披露与盈余质量负相关。

张育军(2003)认为,中国特殊的制度环境决定了监管效率不仅取决于监管架构的设计,还取决于市场运行所依存的环境。由于政策、地理、交通、历史等因素影响,中国各地区市场化进程差异明显(夏立军、陈信元,2007),不同市场化程度地区的公司,由于面临的法律环境和监管体系不同,从而虚假披露被发现的概率和惩罚也不尽相同。在市场化程度较高的地区,一方面,法律制度环境较完善,执法效率更高,因而控股股东的虚假披露行为能较及时地受到惩罚;另一方面,政府不断从“干预型”向“服务型”转化,倾向于与企业保持适当的距离,并且这些地区非国有经济比较发达,政府通过控制国有企业承担社会目标的动机较弱(夏立军、陈信元,2007),政府监管部门的独立性大大增加,有利于监管功能的发挥。因此,法律与监管等相关制度能够在很大程度上保证强制披露的质量,在这些地区强制披露的作用很可能与国外的研究结论相一致,由此本文提出假设3。

假设3:其他条件不变的情况下,在市场化进程较高的地区,强制披露与盈余质量正相关。

三、研究设计

(一)变量定义

1. 盈余质量

本文分别从线下项目(ROEBL)、可操控性应计(|DA|)、关联交易(RPT)以及真实交易(RA)四个方面来定义盈余质量,四个方面的值越大,盈余质量越低。本文借鉴高雷等(2008)的思路,用(投资收益+营业外收入-营业外支出+补贴收入)/净资产来衡量线下项目。毕晓芳、周晓苏(2007)证明经现金流调整的CF-Jones模型比Jones(1991)模型的效果更好。因此,本文利用截面数据使用经现金流调整的Jones模型分行业计算可操控应计利润的绝对值(|DA|)。高雷等(2008)将关联交易归为三类:第一类为经常性关联交易,第二类为非经常性关联交易,第三类为担保和抵押。前两类都可被用来进行利润操纵,为了避免与前述线下项目重复计算,本文所指的关联交易为第一类关联交易。

通过真实交易操纵盈余指为达到财务报告目标,管理者误导利益相关者采用非正常营运手法,常用的有:销售操纵、降低可操控费用和过度生产(Roychowdhury, 2006)。借鉴Dechow等(1998)的思路,本文采用以下模型估计非正常现金流、非正常生产成本和非正常可操控费用。通过真实交易操纵的利润总额=非正常生产成本-非正常现金流-非正常可操控费用。

$$CFO_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_t/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta S_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (1)$$

其中, CFO_t 表示第 t 期末的营运现金流, A_t 表示第 t 期末的总资产, S_t 表示第 t 期末的销售收入, $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$ 。利用上述模型分行业分年估计每一年度“正常”的现金流,然后用实际的现金流减去“正常”的现金流即为非正常现金流。

$$COGS_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta INV_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta S_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

其中, $COGS_t$ 表示第 t 期末销售成本, ΔINV_t 表示第 t 期末与第 $t-1$ 期末存货变化净值,估计得到产品“正常”生产成本 $PROD_t = COGS_t + \Delta INV_t$,用实际生产成本减去“正常”生产成本即为非正常生产成本。

$$DISEXP_t = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_{t-1}/A_{t-1}) + \epsilon \quad (4)$$

其中, $DISEXP_t$ 表示第 t 期末可操控性费用,估计得到“正常”可操控性费用,用实际的减去“正常”的即非正常可操控性费用。

2. 强制披露水平(CDI)

本文以南开大学公司治理研究中心对中国上市公司信息披露的评价指标和中国证监会发布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号——年度报告的内容与格式》(2004年和2007年修订版)为基础,选取了产品行业分布、风险信息、股东和高管信息、关联交易、审计等26项指标。每项

指标满分是 1 分,逐项打分,最后求出每个指标的平均得分即强制披露得分。

3. 控制变量

良好的公司治理可以保护投资者权益,抑制盈余管理,提高盈余质量,并且能够提高股票收益率(Ali 等,2007;Karamanou 和 Vafeas,2005;李延喜等,2007;毛洪涛、沈鹏,2009)。因此,本文选择了第一大股东持股比例(TOP)及其平方和(TOP²)、董事会规模(DBS)、独立董事比例(INDRATIO)、是否设置审计委员会(COMMIT)、零薪酬董事比例(NCOMD)、高管薪酬总额(COMPEN)、是否选择四大会计师事务所(BIG4)等 8 个指标。已有研究表明,企业财务状况越好,盈余管理动机越低,同时财务状况也会显著影响股票收益率。因此,本文控制了资产规模对数(LN(ASSET))、收入(REVENUE)、现金流(CASH)、盈利(OPR)、增长(GOA)、财务杠杆(LEVERGE)、资产周转率(AT)、是否洗大澡(BIGBATH)、第一年属于洗大澡区间而第二年盈利(BIGBATH1)9 个指标反映财务特征。

(二)研究样本选择和数据来源

本文选取了深沪两市 2005—2009 年除金融行业外的所有上市公司作为研究样本,剔除了数据缺失和 5 年内没有持续存在的公司,得到每年 953 家公司共 4 765 个样本。数据来源于:(1)南开大学公司治理数据库;(2)CCER 数据库;(3)国泰安数据库。本研究使用的数据处理软件为 Stata 10.0。

四、实证检验结果与分析

(一)描述性统计分析

根据表 1,从标准差来看,样本的强制披露存在一定差异。从极差来看,披露较高与披露较低的公司之间也存在明显差异。这也验证了王雄元等(2008)、谭劲松等(2010)提出的不同公司之间强制披露存在一定差异性的观点。

表 1 样本的描述性统计

变 量	最小值	最大值	均 值	标准差	极 差
ROEBL	-3.976	10.546	0.017	0.209	14.522
DA	0	0.990	0.054	0.059	0.990
RPT	0	3.956	0.079	0.317	3.956
RA	-3.706	4.472	0.050	0.606	8.178
CDI	0.093	1.029	0.443	0.149	0.936

(二)强制披露具有显著迷惑性假设检验

本文用强制披露与股票持有收益之间的关系来验证假设 1。如果强制披露具有迷惑作用,那么在当期披露越多,投资者应该更愿意购买这类公司的股票,从而推高股票价格,获得了较高的持有收益,但是这种操纵披露甚至是虚假披露行为并不能增加公司未来的现金流,因此,滞后几期后,公司业绩可能

因未达到投资者预期而出现股价下跌,进而造成股票持有收益为负。

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CDI_{it} + \sum_{j=2}^{17} \alpha_j ControlVariable_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, RET_{it} 分别表示第 t 期、第 $t+1$ 期和第 $t+2$ 期的股票收益。本文为选择恰当模型进行了 F 检验和 Hausman 检验,发现应使用固定效应模型(FEM)。

根据表 2,强制披露得分越高,投资者越容易被迷惑,导致公司股价大幅上涨,所以投资者能够在当期获得较高的持有收益,由于惯性作用在第二年同样能够获得正的持有收益,但相比于第一年收益显著减少。在第三年持有收益显著为负,强制披露严重损害了长期价值投资和新投资者的利益。

表 2 强制披露与不同时期股票收益的回归分析结果^④

变量/参数	RET_{t+0}	RET_{t+1}	RET_{t+2}
CDI	1.448*** (27.65)	0.192*** (3.02)	-1.049*** (-18.09)
TOP	-0.662*** (-6.73)	-1.181*** (-9.90)	0.666*** (6.14)
TOP ²	1.277*** (3.67)	0.659 (1.57)	-0.936** (-2.45)
DBS	0.004 (0.61)	-0.021*** (-2.96)	0.001 (0.04)
INDRATIO	0.443*** (3.01)	0.099 (0.55)	-0.027 (-0.16)
COMMIT	0.0321 (0.52)	0.153* (2.03)	0.195** (2.85)
NCOMD	0.001 (0.03)	-0.040 (-0.92)	-0.080** (-2.04)
COMPEN	0.087*** (6.16)	-0.075*** (-4.37)	-0.001 (-0.04)
LN (ASSET)	-0.132*** (-4.60)	-0.083** (-2.39)	0.144*** (4.52)
OPR	0.044 (0.92)	0.206*** (3.55)	-0.254*** (-4.72)
REVENUE	-0.007 (-0.71)	0.026** (2.10)	0.021* (1.77)
GOA	0.055*** (4.58)	0.001 (0.06)	-0.042*** (-3.14)
CASH	-0.160* (-1.94)	0.462*** (4.63)	-0.180* (-1.95)
LEVERGE	0.008 (1.22)	0.013 (1.60)	-0.030*** (-4.03)
AT	0.177*** (4.68)	-0.162*** (-3.63)	-0.034 (-0.83)
BIGBATH	-0.028 (-0.44)	-0.158** (-2.02)	-0.189*** (-2.64)
BIGBATH1	-0.108* (-1.73)	0.270*** (3.59)	0.227*** (3.31)

续表 2 强制披露与不同时期股票收益的回归分析结果

变量/参数	RET_{t+0}	RET_{t+1}	RET_{t+2}
adj. R^2	0.379	0.081	0.194
F 值	100.92***	14.62***	39.70***

注：***、**、* 表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为 t 值，下表同。

（三）强制披露与盈余质量的假设检验

为了验证强制披露与盈余质量之间的关系，本文建立了模型 6，其中 Y_{it} 表示四种不同的盈余操纵方式。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 CDI_{it} + \sum_{j=2}^{17} \beta_j ControlVariable_{it} + \omega_{it} \tag{6}$$

由于我国上市公司普遍存在一股独大的现象，第五大股东至第十大股东持股比例较低，很难直接监督和阻止控股股东的掏空行为，抑制盈余操纵的作用并不明显，但同时他们的持股比例较其他中小股东要高很多，因此会要求公司披露更加详细的信息；董事会会议次数越多，需要披露的信息就越多，但我国董事会受控股股东控制较为严重（萧维嘉等，2009），很难起到监督控股股东的的作用。因此，本文选取了第五大股东至第十大股东持股比例平方和的对数（EQU）以及董事会会议年召开次数（BMT）作为工具变量进行回归。本文进一步做了 Hausman 内生检验，发现强制披露与三种盈余操纵方式都在 1% 水平下显著，说明二者之间存在很强的内生性。为获得一致的参数估计，本文采用了基于固定效应的二阶段最小二乘法（FE2SLS）。因为 TOP 与其平方项 TOP² 相关系数很大，所以，本文借鉴了汉密尔顿（2008）的对中方法进行了处理。其他变量之间的 VIF 值都未超过 3，因此并不存在显著的多重共线性。

根据表 3 可以看出，工具变量与三种盈余操纵方式的 Sargan 检验都未通过显著性检验，说明工具变量与盈余质量不存在显著的相关性。通过第一步回归可以发现，EQUI 和 BMT 都在 1% 水平下显著，从线性约束 F 检验得知，F 值为 64.12，远大于 10，说明工具变量不属于弱工具变量。因此这两个变量是有效的工具变量。

表 3 控制内生性后强制披露与不同盈余操纵方式回归分析结果

变量/参数	ROEBL	DA	RPT	RA	CDI
CDI	0.255** (2.52)	0.091*** (3.20)	0.197** (2.03)	-0.747*** (-4.73)	
EQUI	—	—	—	—	0.012*** (9.83)
BMT	—	—	—	—	0.008*** (12.14)
TOP	0.064 (0.88)	0.026 (1.29)	0.084 (1.20)	-0.131 (-1.15)	-0.610*** (-20.61)
TOP ²	-0.119 (-0.69)	-0.020 (-0.42)	-0.520*** (-3.17)	0.445* (1.66)	-0.042 (-0.39)

续表 3 控制内生性后强制披露与不同盈余操纵方式回归分析结果

变量/参数	ROEBL	DA	RPT	RA	CDI
DBS	0.002 (0.86)	0.001 (0.34)	-0.005* (-1.95)	0.0136*** (3.56)	-0.001 (-0.89)
INDRATIO	0.041 (0.60)	0.029 (1.52)	0.066 (-1.71)	0.132*** (0.63)	0.132*** (3.20)
COMMIT	0.005 (0.39)	0.002 (0.68)	-0.047 (-1.18)	0.119*** (6.49)	0.056*** (9.21)
BIG4	0.300 (1.17)	0.003 (0.36)	0.033 (1.13)	0.016 (0.39)	-0.533*** (-3.36)
NCOMD	0.038** (2.15)	-0.011** (-2.22)	0.027 (1.57)	-0.003 (-0.11)	-0.003 (-0.29)
COMPEN	0.010 (1.17)	-0.002 (-0.66)	0.001 (0.17)	-0.001 (-0.05)	0.049*** (11.50)
LN(ASSET)	-0.104*** (-5.62)	-0.019*** (-3.64)	-0.054*** (-3.05)	0.058** (1.99)	0.132*** (18.98)
OPR	0.074*** (3.37)	-0.001 (-0.21)	0.021 (1.00)	0.133*** (3.84)	0.011 (0.82)
REVENUE	-0.011** (-2.57)	-0.001 (-0.29)	-0.013*** (-3.06)	-0.025*** (-3.67)	0.002 (0.78)
GOA	0.022*** (4.25)	0.016*** (10.87)	0.003 (0.54)	0.157*** (15.78)	-0.004 (-1.25)
CASH	-0.072* (-1.74)	-0.054*** (-4.68)	-0.089** (-2.26)	0.626*** (9.81)	0.047* (1.84)
LEVERGE	0.061*** (19.65)	-0.001 (-0.60)	0.007** (2.34)	0.025*** (5.23)	-0.001 (-0.24)
AT	-0.001 (-0.03)	0.004 (0.73)	0.212*** (12.20)	-0.234*** (-8.48)	0.050*** (4.81)
BIGBATH	-0.268*** (-9.42)	0.068*** (8.55)	-0.020 (-0.72)	0.128** (2.90)	0.052*** (3.03)
BIGBATH1	-0.312*** (-10.54)	0.029*** (3.51)	0.019 (0.67)	-0.063 (-1.38)	-0.039** (-2.14)
adj.R ²	0.237	0.095	0.070	0.149	0.430
Wald(F值)	1 170.62***	5 459.01***	1 092.35***	851.96***	157.49***
Sargan 检验 (F 检验)	0.652	2.318	1.857	1.719	64.12***

注:Wald(F值)一行表示前四个模型为Wold值,最后一个模型为F值;最后一行表示前四个模型为Sargan值,最后一个模型为F值。

从表3可以进一步看出,在以线下项目、可操控性应计和关联交易为因变量的模型中,强制披露系数都通过了显著性检验,且系数为正,支持了假设2;以真实交易为因变量的模型中,强制披露系数则显著为负,与假设2恰好相反。这说明控股股东采用了线下项目、可操控性应计以及关联交易盈余操纵方式,降低了盈余质量。

(四)市场化进程较高地区强制披露与盈余质量的假设检验

为了验证假设3,本文采用了樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2010)的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2009年度报告》中的市场化指数。由于在书中的指数仅仅截至2007年,缺乏2008年和2009年的相关数据,因此本文以2004年至2007年连续4年排名前五位的广东、上海、浙江和江苏四个省份作为市场化程度比较高的地区,采用模型6对属于这四个省份的上市公司进

行了回归分析。

根据表 4，在市场化进程较高的地区，线下项目、可操控性应计以及真实交易都与强制披露显著负相关，关联交易虽然未通过显著性检验，但系数符号为负，与假设 3 一致。这就说明了在法律和监管等相关配套制度能够保障强制披露质量的前提下，强制披露可以起到提高盈余质量的作用。

表 4 市场化程度较高地区强制披露与不同盈余操纵方式的回归分析

变量/参数	ROEBL	DA	RPT	RA
CDI	-0.207*** (-2.81)	-0.071** (-2.07)	-0.125 (-0.75)	-0.625*** (-2.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
adj.R ²	0.262	0.067	0.195	0.096
Wald	556.37***	2 026.76***	442.25***	213.25***

（五）稳健性检验

为消除股权分置改革对结果的影响，本文剔除了股权分置改革之前的样本，结果未发生显著变化；虚假陈述越多，越容易被监管部门发现，因此强制披露与盈余操纵之间可能存在倒 U 型关系，本文引入了强制披露平方项，结果未发生显著变化；为消除异常值带来的影响，本文采用 Winsorize 标准化的方法剔除了 1% 和 99% 之外的样本值，结果未发生显著变化；为消除估计方法对结果的影响，本文分别采用基于随机效应的二阶段最小二乘法（RE2SLS）和基于误差项的二阶段最小二乘法（EC2SLS）进行了回归分析，结果未发生显著变化；为了验证强制披露与盈余质量之间可能存在的滞后关系，本文又以强制披露的滞后一期项与盈余质量进行了回归分析，结果未发生显著变化；最后本文按照国有企业和非国有企业分别进行了回归分析，结果未发生显著变化。

五、研究结论

美国著名法官 Brandeis 曾经说过“阳光是最好的防腐剂”，因而强制披露被认为能够帮助投资者发现上市公司的盈余操纵行为，提高公司的盈余质量。但是在我国新兴市场的特殊环境下，一方面为隐藏控制权私有收益的行为，控股股东有操纵信息披露的强烈动机；另一方面由于我国法律制度尚不完善、监管经验积累较少，从而难以发现并查处上市公司在信息披露方面存在的各种问题（唐跃军等，2008）。因此，控股股东往往使强制披露显得更加完整，以赢取良好的市场声誉，这加剧了控股股东掏空上市公司的隧道行为，为隐瞒这种行为，盈余往往被操纵。在市场化进程较高的地区，完善的法律制度和监管体系为强制披露的质量提供了配套制度保障，因此，强制披露在这些地区显著提高了盈余质量。这充分说明了强制披露制度与其他制度之间存在着互补性关系，在其他相关制度缺失的环境下，单单依靠强制披露很难达到提高盈余质量的预期效果。为适应市场变化，我国陆续颁布实施了新的《公司法》、《证券

法》、《上市公司信息披露管理办法》以及新会计准则,法律制定与执行以及政府监管力度不断加强,强制披露很可能会随着这些措施的实施不断提高质量,最终起到提高盈余质量、保护投资者的作用。

* 感谢匿名审稿人的建设性意见,使得本文更加充实,当然文责自负。

注释:

- ①证监会虽然对一些项目提出了强制披露的要求,但在完整性和及时性方面给予了公司一定的自主选择权,因此很多信息属于形式上的“强制”,实质上的“自愿”(王惠芳,2009),这就为上市公司操纵强制披露提供了前提条件。
- ②盈余质量会对强制披露产生反作用。一方面,盈余操纵严重的公司,可能会隐瞒私有信息,降低公司透明度(谭劲松等,2010),另一方面,盈余质量较差的公司可能会出于迷惑投资者的目的,披露更多的信息(唐跃军等,2008)。
- ③如果按照2005年至2009年的时间跨度选取样本,那么2011年股票收益数据无法取得,因此,在回归分析中只有2005年至2008年的数据。为了消除量纲影响,本文用4月末的股票价格对股票收益进行了调整。
- ④虽然 RET_{it} 和 CDI_{it} 之间可能存在内生性,但由于 RET_{t+1} 和 CDI_{it} 之间内生性较小,且同样能够证明强制披露的迷惑作用,因此本文未专门控制 RET_{it} 和 CDI_{it} 之间的内生性。

参考文献:

- [1]陈东华,章铁生,李翔.法律环境、政府管制与隐性契约[J].经济研究,2008,(3):60—72.
- [2]韩慧博.公司治理、信息披露透明度与盈余管理[D].吉林:吉林大学,2007.
- [3]郝颖,刘星,林朝南.上市公司大股东控制下的资本配置行为研究——基于控制权收益视角的实证分析[J].财经研究,2006,(8):81—93.
- [4]李明辉.制度互补性与公司治理趋同[J].经济评论,2007,(1):144—160.
- [5]李延喜,包世泽,高锐,等.薪酬激励、董事会监管与上市公司盈余管理[J].南开管理评论,2007,(6):55—61.
- [6]林毅夫,李志赞.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,2004,(2):17—27.
- [7]刘峰,钟瑞庆,金天.弱法律风险下的上市公司控制权转移与“抢劫”——三利化工掏空通化金马案例分析[J].管理世界,2007,(12):106—116.
- [8]刘浩,李增泉,孙铮.控股股东的产权收益实现方式与利益输送转向——兼论中国的股权分置改革[J].财经研究,2010,(4):56—67.
- [9]谭劲松,宋顺林,吴立扬.公司透明度的决定因素——基于代理理论和信号理论的经验研究[J].会计研究,2010,(4):26—33.
- [10]唐跃军,吕斐适,程新生.大股东制衡、治理战略与信息披露——来自2003年中国上市公司的证据[J].经济学(季刊),2008,(2):647—664.
- [11]张育军.中国证券市场监管能力和监管效率分析[J].证券市场导报,2003,(7):4—13.
- [12]张宗新,朱伟骅.我国上市公司信息披露质量的实证研究[J].南开经济研究,2007,(1):45—59.
- [13]Chen Gongmeng, Firth Michael, Gao Daniel N, et al. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions [J]. Journal of Accounting

and Public Policy, 2005, 24(6): 451—488.

- [14] Dye Ronald A. Earnings management in an overlapping generations model[J]. Journal of Accounting Research, 1988, 26(2): 195—227.
- [15] Hirst D E, Hopkins P E. Comprehensive income reporting and analysts' valuation judgments[J]. Journal of Accounting Research, 1998, 36: 47—75.
- [16] Hunton James E, Libby R, Mazza Cheri L. Financial reporting transparency and earnings management[J]. The Accounting Review, 2006, 81(1): 135—157.
- [17] Lee Y J, K Petroni K R, Shen M. Cherry picking, disclosure quality and comprehensive income reporting choices: The case of property-liability insurers[J]. Contemporary Accounting Research, 2006, 23(3): 655—692.
- [18] Shleifer Andrei. Understanding regulation[J]. European Financial Management, 2005, 11(4): 439—451.

Compulsory Disclosure, Earnings Quality and the Process of Marketization: An Analysis Based on Institutional Complementarity

CHENG Xin-sheng^{1,2}, TAN You-chao², LIAO Meng-ying²

(1. Research Centre of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: On the basis of 953 listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2005 to 2009 and controlling the endogeneity, this paper finds that, owing to imperfect legal systems and limited supervision experience, controlling shareholders are usually apt to make compulsory disclosure more complete in order to gain a good market reputation, thus exacerbating the tunneling behavior of controlling shareholders. For the purpose of concealing these behaviors, controlling shareholders always manipulate the earnings. However, in regions with higher degrees of marketization, there is a positive significant relationship between earnings quality and compulsory disclosure because of effective legal and supervision system.

Key words: compulsory disclosure; earnings quality; process of marketization

(责任编辑 金 澜)