



上市公司内部控制缺陷 与财务报告信息质量

齐保垒, 田高良, 李留闯
西安交通大学 管理学院, 西安 710049

摘要: 企业内部控制的主要目标之一是提高财务报告信息质量, 如果上市公司的内部控制存在缺陷, 无论是管理层无意识的误报财务信息还是出于自身利益的目的故意操纵财务信息, 都会降低财务报告的信息质量。利用2007年~2008年中国A股上市公司财务数据, 从会计稳健性、应计质量和财务信息价值相关性3个视角, 考察内部控制缺陷对财务报告信息质量的影响。研究表明, 在控制公司的经营特征和行业特征以及公司是否为国有控股和是否为ST公司后, 发现存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性和应计质量均显著低于不存在内部控制缺陷的公司, 但是这两类公司财务信息价值相关性的差别并没有得到很好证实。

关键词: 内部控制缺陷; 会计稳健性; 应计质量; 价值相关性

中图分类号: F275

文献标识码: A

文章编号: 1672-0334(2010)04-0038-10

1 引言

2002年美国颁布《萨班斯奥克斯利法案》(Sarbanes-Oxley, SOX), 2007年中国沪深两市相继发布《企业内部控制指引》, 2008年5月财政部颁布《企业内部控制基本规范》, 这些法案和规范的主要目标是提高财务报告的信息质量。然而, 关于内部控制缺陷是否会对财务信息质量造成负面影响, 已有的研究并没有得出一致结论。Doyle和Ashbaugh-Skaife等认为存在内部控制缺陷的公司其应计质量显著低于不存在内部控制缺陷的公司^[1,2]; Beng等认为存在内部控制缺陷的公司相对于不存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性更低^[3]; 而Hogan和Bedard等认为两类公司的应计质量并没有显著差别^[4,5]。

如果一个公司存在内部控制缺陷, 管理人员将不容易确定可靠的应计利润数量, 无意识的误报财务信息会降低财务报告的可靠性, 存在内部控制缺陷的公司其管理层很容易跨越控制进行盈余操纵; 同时, 由于管理人员误报或故意错报财务信息, 公司提供给投资者的财务信息的价值相关性将会降低。因此, 不管财务信息的错报是故意的还是无意识的,

内部控制缺陷都会降低财务信息的质量。Dechow和Francis等关注的焦点是公司内在经营特征对应计质量的影响^[6-8], 本研究发展了已有对财务信息质量的研究, 把内部控制质量整合到财务信息质量模型中, 从更加综合的角度衡量财务信息质量, 并用实证的方法验证内部控制缺陷对财务信息质量的影响, 因此本研究具有一定的启发意义。

2 相关研究评述和假设提出

2.1 相关研究评述

2002年美国颁布《萨班斯奥克斯利法案》, 强制要求上市公司披露其内部控制自我评价报告, 并且需要经过注册会计师审核, 国外学者多从法案实施的经济后果对内部控制进行研究。Doyle等利用2002年8月~2005年11月705家披露内部控制缺陷的公司为研究样本, 研究内部控制缺陷与应计质量的关系, 发现内部控制缺陷与应计质量之间存在显著的负相关关系, 并且这种关系在具有公司层面控制缺陷的样本中更为明显^[1]。Doyle等首次对内部控制缺陷与会计应计质量之间关系进行实证研究, 弥补

收稿日期: 2010-01-26 修返日期: 2010-05-22

基金项目: 国家自然科学基金(70772110); 教育部人文社会科学研究项目(08JA630068)

作者简介: 齐保垒(1982-), 男, 河南许昌人, 西安交通大学管理学院博士研究生, 研究方向: 上市公司财务报告内部控制和公司治理等。E-mail: baoleiqi@126.com

了前人在这一领域研究的不足;然而,他们的研究只局限于已披露内部控制缺陷的公司,由于内部控制缺陷的披露受到管理层披露动机的影响以及难以确定披露标准,使他们的研究具有一定的片面性和自选择性。

Ashbaugh-Skaife 等以2003年~2005年间至少得到一个关于内部控制有效性的SOX 404审计意见的公司为样本,研究内部控制缺陷及其修复对会计应计利润质量的影响,研究结果证明,存在内部控制缺陷的公司具有更高的应计噪音和异常应计绝对值;同时,他们发现内部控制缺陷得到修正的公司,即得到标准的SOX 404审计意见的公司其应计质量得到显著提高,连续数年内内部控制审计意见的变化也会导致应计盈余质量的同方向变化^[2]。Beng 等利用与Ashbaugh-Skaife 等相同的数据,研究内部控制缺陷对会计稳健性的影响,发现相对于控制组公司,内部控制缺陷组公司的会计稳健性更差,同时还发现内部控制质量的改善有助于提高会计稳健性^[3]。

Chan 等考察在SOX 404条款下,重大内部控制缺陷是否会导致更多的盈余管理行为和更低的收入与盈余的相关性,研究结果证明,存在重大内部控制缺陷的公司其正可操控性应计和可操控性应计的绝对值都显著大于控制样本,同时也证明存在重大内部控制缺陷的公司其收入与盈余的相关性更低^[9];Donaldson 的研究证明,有效的内部控制对于财务报告质量的长期改善具有显著作用^[10]。

但是也有一些学者认为内部控制缺陷与财务信息质量之间没有显著关系。Hogan 等利用DD模型对存在内部控制缺陷的公司和控制公司的应计质量进行研究,发现两类公司的应计质量并不存在显著差异^[4];Bedard 发现内部控制缺陷公司和控制公司的非操控性总应计绝对值没有显著差别,但是内部控制缺陷公司比控制公司拥有更高的绝对非正常应计^[5]。

中国学者对内部控制的研究起步较晚,而且多集中在内部控制法规和评价体系的建立方面,最近学者开始关注内部控制信息的披露和内部控制缺陷的影响因素方面的研究。蔡吉甫以2003年A股上市公司为研究样本,对中国上市公司内部控制信息披露进行实证研究,发现经营业绩越好、财务报告质量越高的公司越倾向于披露内部控制信息,而财务状况异常的公司披露内部控制状况的动力不足^[11];杨有红等对2006年沪市上市公司内部控制信息的披露情况进行的描述性统计显示,中国上市公司内部控制信息披露的强制规定未得到有效执行,内部控制信息自愿性披露动机不足,公司的内部控制自我评估和会计师事务所的核实评价缺少统一的标准^[12];杨有红等对2007年沪市公司披露内部控制自我评价报告的情况进行统计,发现管理层出具内部控制自我评价报告对改善内部控制质量有显著作用^[13];林斌等以沪深两市主板1298家A股上市公司为研究对象,分析中国上市公司为什么自愿披露内部控制

鉴证报告,发现上市公司的内部控制质量与公司规模、财务状况正相关,与公司的上市年数和经营复杂性负相关^[14]。

综上所述,国外对内部控制与财务信息质量的研究起步相对较早,形成了较为成熟的理论体系,但研究中也存在一定的片面性;中国对内部控制的研究起步较晚,到目前为止对内部控制与财务信息质量的研究还没有检索到相关文献。本研究用重大会计差错作为内部控制缺陷的代理变量,以2007年和2008年沪深两市2209家上市公司为研究对象,从会计稳健性、应计质量和财务信息价值相关性3个方面衡量财务报告信息质量,从实证角度研究内部控制缺陷如何影响财务报告的信息质量。

2.2 假设提出

2004年美国公众公司会计监管委员会(Public Company Accounting Oversight Board, PCAOB)把财务报告内部控制定义为,“由公司行政主管和财务主管共同设计,董事会成员、管理层和普通职员共同参与的一个控制过程,目的是按照美国公认会计准则准确的编制并提供财务报告信息”;“如果内部控制不能让管理人员或普通职员在正常的工作过程中发现并阻止错误报告的发生,则这种控制是存在缺陷的”^[15]。因此,财务报告内部控制的主要目的是及时发现并阻止财务报告错误的发生,不管这种错报是无意识的还是故意的。

内部控制缺陷主要通过两种方式影响财务报告的信息质量。①由于缺少健全的政策和培训以及职员不够努力,从而造成无意识的误报。如库存统计错误导致错报存货、材料定价错误导致错报相关销售成本、删除未实现的赊销项目以及由于缺少具体的收入确认政策导致收入确认的波动等,这些无意识的错误会增加或减少应计并降低会计稳健性。②通过管理层有意的错报或漏报财务信息。这些故意错报通常会夸大现阶段的盈余,但是管理层通过“大洗澡”或“甜品罐”储备造成机会性低估当期盈余,如管理层在记录债务担保、销售退回储备和坏账准备等重要会计估计时,通过灵活的会计选择造成财务误述。另外,内部控制缺陷使管理层欺诈成为可能,分工不足的内部控制缺陷使管理层侵吞资产和更改记录难以被发现。

无论是由于管理人员的疏忽或知识储备不足而导致财务信息误报,还是管理层出于自身利益目的故意错报财务信息,内部控制缺陷的存在都会降低财务信息的质量。如果公司的内部控制存在缺陷,财务报告误报被发现的可能性就会降低,发现管理层利用各种手段进行盈余管理的可能性也会降低,因此内部控制存在缺陷的公司提供给投资者的财务信息的价值相关性将会降低。基于已有的研究和对内部控制缺陷与财务报告质量关系的分析,本研究认为内部控制缺陷的存在会降低财务信息质量,由此提出假设。

H 内部控制缺陷对财务信息质量造成负面影

响。

- H_a 内部控制缺陷影响财务信息的稳定性。
 H_b 内部控制缺陷降低应计质量。
 H_c 内部控制缺陷影响财务信息的价值相关性。

3 研究设计

3.1 样本和数据

本研究使用的财务数据主要来自 CSMAR 数据库和锐思数据库,非财务数据由作者手工收集得到。按照 CSMAR 数据库中的行业对样本进行行业划分,为保证每个行业有足够的样本进行分析,并且考虑到金融保险行业的特殊性,本研究剔除金融保险、房地产和传播与文化行业;由于发行 B 股的公司以及在香港交叉上市的公司受到的约束不同,本研究对这类公司予以剔除。本研究采集 2007 年~2008 年样本公司的财务数据,剔除数据缺失和主营业务收入为 0 的样本公司后,共得到 2 209 个有效样本,其中存在内部控制缺陷的样本 236 个,不存在内部控制缺陷的样本 1 973 个。本研究运用 Stata 10.0 对数据进行处理和分析。

3.2 模型设定

基于已有的研究和本研究上述的假设,从会计稳健性、应计质量和财务信息价值相关性 3 个方面衡量内部控制缺陷与财务信息质量之间的关系。

3.2.1 会计稳健性模型

Basu 对会计稳健性的定义为,如果公司的会计政策是稳健的,会计赢利对坏消息的反应速度应该快于对好消息的反应速度,也就是说,会计盈余应该能更加及时地反应坏消息^[16]。根据有效市场理论,如果市场是有效的,股票价格能够反应公开可获得的信息。因此,好消息可以用正的股票收益率表示,坏消息可以用负的股票收益率表示。Basu 的模型为

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \cdot DR + \beta_2 \cdot RET_{i,t} + \beta_3 \cdot DR \cdot RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标 i 为样本公司;下标 t 为年份; $EPS_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年的每股收益; $P_{i,t-1}$ 为 i 公司第 $(t-1)$ 年末的股票收盘价格; $RET_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年买入并持有的股票年度收益率, $RET_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$, $P_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年末的股票收盘价格; DR 为虚拟变量,当 $RET_{i,t} < 0$ 时取 1,否则为 0; β_0 为截距项, β_1 、 β_2 和 β_3 为回归系数; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。 β_2 度量盈余与好消息的相关关系, β_3 度量盈余对坏消息的敏感程度比对好消息的敏感程度的增量, $\beta_2 + \beta_3$ 度量盈余与坏消息的相关关系。如果会计信息是稳健的,就预期 β_3 显著大于 0。

为研究内部控制缺陷对会计信息质量的影响,本研究对 Basu 的模型做适当的修改。在 Basu 的模型中加入内部控制缺陷 ICD 这个变量;同时为控制宏观经济形势对中国股票年度收益率的影响,本研

究对 Basu 模型中的 $RET_{i,t}$ 进行适当的调整,即用经行业市场回报率调整过的股票收益率 $MRET_{i,t}$ 代替 $RET_{i,t}$ 。本研究构建的联合回归模型为

$$\begin{aligned} \frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = & \gamma_0 + \gamma_1 \cdot DR + \gamma_2 MRET_{i,t} + \gamma_3 ICD + \\ & \gamma_4 \cdot DR \cdot MRET_{i,t} + \gamma_5 DR \cdot ICD + \\ & \gamma_6 MRET_{i,t} \cdot ICD + \gamma_7 DR \cdot MRET_{i,t} \cdot ICD + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $MRET_{i,t}$ 等于 $RET_{i,t}$ 平减行业市场平均回报率; DR 同样也是虚拟变量,当 $MRET_{i,t}$ 小于 0 时取 1,否则为 0; ICD 为虚拟变量,用于考察内部控制缺陷对上市公司财务报告质量的影响,当样本公司当年存在内部控制缺陷时 ICD 等于 1,否则为 0; γ_0 为截距项, $\gamma_1 \sim \gamma_7$ 为回归系数。Leone 以 128 家披露重大会计差错更正的公司为样本进行实证,发现其中 114 (89%) 家公司同时披露了内部控制缺陷,由此 Leone 认为重大会计差错更正能够反映公司内部控制存在缺陷^[17];杨有红等利用 2007 年沪市上市公司的数据也证明存在重大会计差错的公司其内部控制质量相对更低^[13]。本研究使用重大会计差错作为内部控制缺陷的代理变量。(2) 式中, γ_7 衡量存在内部控制缺陷的公司对会计稳健性的增量反应,如果 γ_7 显著小于 0,说明存在内部控制缺陷的公司其财务报告质量低于不存在内部控制缺陷的公司。 $\gamma_3 + \gamma_6$ 衡量存在内部控制缺陷的公司其会计盈余对好消息的反应程度, $\gamma_2 + \gamma_4$ 衡量不存在内部控制缺陷的公司其会计盈余对坏消息的反应程度, $\gamma_2 + \gamma_4 + \gamma_6 + \gamma_7$ 衡量存在内部控制缺陷的公司其会计盈余对坏消息的反应程度, $\gamma_6 + \gamma_7$ 衡量存在内部控制缺陷的公司会计信息的稳健性。

3.2.2 应计质量模型

目前有两种常用方法对操控性应计项目进行测量。一种是基于应计项目与现金流之间关系的 DD 模型^[7],另一种是基于横截面 Jones 模型对操控性应计绝对值的度量^[18-20]。根据 Batov 等对不同模型进行的检验表明,横截面 Jones 模型可以对可操控性应计进行最好的计量^[21]。所以,本研究采用横截面 Jones 模型从总应计中分离可操控性应计。Jones 模型为

$$\begin{aligned} \frac{TCA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = & \alpha_1 \cdot \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \cdot \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \\ & \alpha_3 \cdot \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \cdot \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \cdot \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \cdot \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (4)$$

$$\frac{DA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \frac{TCA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (5)$$

其中, $TCA_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的总应计,等于净利润与经营活动现金流量差值; $A_{i,t-1}$ 为公司 i 第 $(t-1)$ 年的

资产总额; $\Delta REV_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的主营业务收入变动额; $PPE_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的固定资产净值; $NDA_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的不可操控性应计; $DA_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的可操控性应计; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 为回归系数; $\varepsilon_{i,t}$ 为残差。

运用 OLS 回归估计出(3)式的回归系数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$, 在回归的过程中控制行业的影响, 把 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 代入(4)式中, 计算出每个样本公司的不可操控性应计 $\frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}}$, 最后用(5)式求出可操控性应计 $\frac{DA_{i,t}}{A_{i,t-1}}$ 。因为本研究探讨内部控制缺陷对会计信息质量的影响, 不涉及盈余管理的方向, 所以用可操控性应计的绝对值代表公司的应计质量, 绝对值越大, 盈余管理的程度越大。

Dechow 和 Francis 等的研究认为, 公司所特有的经营特征会影响公司的应计质量^[7,8]。在研究内部控制缺陷对会计应计质量的影响时, 控制公司所特有的内在经营特性对研究结果的可靠性是非常重要的。所以, 根据 Ashbaugh-Skaife 的研究^[2], 本研究对 Jones 的模型进行一定的修订, 加入公司经营特征方面的变量, 同时控制中国上市公司特有的性质, 即是否属于国有控股和是否被 ST。内部控制缺陷对可操控性应计质量影响的模型为

$$ADAC = \lambda_0 + \lambda_1 ICD + \lambda_2 CFO + \lambda_3 GROWTH + \lambda_4 SIZE + \lambda_5 LEV + \lambda_6 OPIN + \lambda_7 ZSC + \lambda_8 M\&R + \lambda_9 INV + \lambda_{10} FTRAN + \lambda_{11} IND + \lambda_{12} SOWN + \lambda_{13} ST + \varepsilon \quad (6)$$

其中, λ_0 为截距项, $\lambda_1 \sim \lambda_{13}$ 为回归系数, ε 为误差项。(6)式中变量的定义见表 1。

3.2.3 财务信息价值相关性模型

已有研究中通常采用收益方程和价格方程测度财务信息的价值含量, 根据 Easton 和 Collins 等的研究^[22,23], 本研究设计以下模型检验内部控制缺陷对财务信息相关性的影响。

$$RET = \eta_0 + \eta_1 ICD + \eta_2 ROE + \eta_3 ICD \cdot ROE + \eta_4 CFO + \eta_5 GROWTH + \eta_6 SIZE + \eta_7 LEV + \eta_8 OPIN + \eta_9 ZSC + \eta_{10} M\&R + \eta_{11} INV + \eta_{12} FTRAN + \eta_{13} IND + \eta_{14} SOWN + \eta_{15} ST + \varepsilon \quad (7)$$

$$P = \rho_0 + \rho_1 ICD + \rho_2 BV + \rho_3 ICD \cdot BV + \rho_4 CFO + \rho_5 GROWTH + \rho_6 SIZE + \rho_7 LEV + \rho_8 OPIN + \rho_9 ZSC + \rho_{10} M\&R + \rho_{11} INV + \rho_{12} FTRAN + \rho_{13} IND + \rho_{14} SOWN + \rho_{15} ST + \zeta \quad (8)$$

其中, RET 为买入并持有的股票年度收益率, P 为买入并持有的股票财务年度末的收盘价, ROE 为扣除非经常性损益后的净资产收益率, BV 为公司的每股

权益, η_0 和 ρ_0 分别为截距项, $\eta_1 \sim \eta_{15}, \rho_1 \sim \rho_{15}$ 为回归系数。

表 1 变量定义表
Table 1 Definitions of Variables

变量名	预期符号	变量定义
ADAC		因变量, 公司可操控性应计的绝对值, 用来衡量盈余管理的程度
ICD	+	虚拟变量, 公司存在内部控制缺陷时取 1, 否则为 0
CFO	-	经过总资产调整过的经营活动现金流量
GROWTH	-	公司年度的销售增长率
SIZE	-	公司市值的自然对数
LEV	+	负债除以总资产, 表示公司的财务风险
OPIN	+	表示审计意见类型的虚拟变量, 标准意见时为 0, 非标准意见时为 1
ZSC	-	利用 Altman 的 Z 值模型计算出的 Z 值, 用来衡量公司的破产风险
M&R	+	虚拟变量, 公司在财务年度发生兼并或重组时为 1, 否则为 0
INV	+	公司在财务年度的存货除以总资产
FTRAN	+	虚拟变量, 公司是否有对外贸易, 有对外贸易为 1, 否则为 0
IND	+	公司经营涉及行业的数目
SOWN	?	公司为国有控股时为 1, 否则为 0
ST	?	公司在财务年度处于被特殊处理状态时为 1, 否则为 0

估计系数 η_3 和 ρ_3 能够捕捉不存在内部控制缺陷的公司和存在内部控制缺陷的公司财务信息价值相关性的差别, 如果两者显著小于 0, 说明存在内部控制缺陷的公司其财务信息价值相关性显著低于不存在内部控制缺陷的公司。

4 实证分析

4.1 会计稳健性模型实证结果分析

4.1.1 描述性统计和均值差异检验

关于(2)式变量的描述性统计和均值的 t 检验结

果如表2所示,其中内部控制缺陷组样本的EPS和MRET的均值分别为0.027和0.402,均在5%或更高的统计水平上显著小于控制组样本的均值。

4.1.2 多元线性回归结果分析

(2)式的多元线性回归分析结果如表3所示,表3同时列示出对变量之间多重共线性检验的结果。从变量间多重共线性检验的结果可以看出,方差膨胀因子(VIF)的最大值为2.430,远小于10,容忍度值大部分分布在0.400~0.900之间,远大于0.100,说明回归方程不存在严重的多重共线性问题。表3的第2列和第3列是用横截面数据对(2)式进行回归得

到的结果,从回归结果可以看出,在控制内部控制缺陷因素的影响后,坏消息增量 $DR \cdot MRET$ 的反应系数为0.007,且在5%的统计水平上显著; $\gamma_3 + \gamma_6$ 等于-0.072,说明存在内部控制缺陷的公司其会计盈余对好消息的反应是负的;同时, $\gamma_2 + \gamma_4 + \gamma_6 + \gamma_7$ 等于-0.043,说明存在内部控制缺陷的公司其会计盈余对坏消息的反应也是负的;内部控制缺陷对坏消息反应的增量影响 $DR \cdot MRET \cdot ICD$ 的系数为-0.016,在10%的统计水平上显著,说明相对于不存在内部控制缺陷的公司,存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性更差。

表2 (2)式中变量的描述性统计和均值t检验表

Table 2 Descriptive Statistics and t-test for Difference in Means of Variables in Model (2)

变量	内部控制缺陷组			均值t检验	控制组		
	观测值	均值	标准差		观测值	均值	标准差
EPS	236	0.027	1.575	-0.271*** (5.240)	1973	0.298	0.579
DR	236	0.436	0.497	-0.002 (0.060)	1973	0.438	0.496
MRET	236	0.402	1.503	-0.212** (2.060)	1973	0.614	1.515

注:内部控制缺陷组为存在内部控制缺陷的公司,控制组为不存在内部控制缺陷的公司;括号内数据为t值;t值左边的数值表示内部控制缺陷组与控制组之间的均值差异;***为双尾检验在1%的统计水平上显著,**为双尾检验在5%的统计水平上显著。下同。

表3 (2)式的多元线性回归分析表

Table 3 Multiple Linear Regression Analysis Results for Model (2)

变量	横截面数据模型				差分数据模型			
	系数	t值	VIF	容忍度	系数	t值	VIF	容忍度
截距项	0.038***	8.372			0.029***	4.490		
DR	-0.010*	-1.900	1.340	0.748	-0.004*	-1.830	1.690	0.592
MRET	-0.009***	-5.910	1.530	0.654	-0.016***	-6.060	1.610	0.620
ICD	-0.047***	-2.870	2.420	0.414	-0.029**	-2.180	2.420	0.414
DR · MRET	0.007**	2.090	1.310	0.763	0.014***	2.740	1.120	0.893
DR · ICD	0.019	1.080	2.310	0.434	0.018	1.630	2.430	0.412
MRET · ICD	-0.025***	-2.340	1.700	0.589	-0.014***	-2.840	1.680	0.623
DR · MRET · ICD	-0.016*	-1.660	1.450	0.688	-0.021*	-1.810	1.310	0.763
F		14.680				11.830		
P		< 0.001				< 0.001		
R ²		0.261				0.194		
样本量		2209				1003		

注:差分的原理是用当年的数据减去上一年的数据,所以差分数据模型的样本量为1003个;*为双尾检验在10%的统计水平上显著,下同。

表4 (6)式中变量的描述性统计和均值t检验表

Table 4 Descriptive Statistics and t-test for Difference in Means of Variables in Model (6)

变量	内部控制缺陷组			均值 t 检验	控制组		
	样本量	均值	标准差		样本量	均值	标准差
$\frac{DA_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}$	236	0.013	0.019	0.011***(-3.680)	1973	0.002	0.004
<i>CFO</i>	236	0.044	0.011	-0.016**(2.170)	1973	0.060	0.005
<i>GROWTH</i>	236	0.366	0.126	-0.613*(1.720)	1973	1.382	0.979
<i>SIZE</i>	236	21.803	0.066	-0.313***(-4.220)	1973	22.116	0.025
<i>LEV</i>	236	0.704	0.090	0.162***(-4.130)	1973	0.542	0.008
<i>OPIN</i>	236	0.110	0.020	0.058***(-3.640)	1973	0.052	0.005
<i>ZSC</i>	236	1.931	0.556	-1.609***(-2.750)	1973	3.540	0.191
<i>M&R</i>	236	0.297	0.029	-0.011(0.360)	1973	0.308	0.010
<i>INV</i>	236	0.186	0.011	0.024**(-2.090)	1973	0.162	0.004
<i>FTRAN</i>	236	0.432	0.032	0.020*(-1.880)	1973	0.412	0.011
<i>IND</i>	236	2.890	0.112	0.122(-1.060)	1973	2.768	0.038
<i>SOWN</i>	236	0.161	0.024	0.010*(-1.690)	1973	0.151	0.008
<i>ST</i>	236	0.148	0.031	0.040**(-2.360)	1973	0.108	0.011

为克服其他非观测变量对回归结果的影响,本研究采用2007年和2008年的差分数据模型控制个体特异性对会计稳健性的影响。在控制内部控制缺陷因素的影响后,坏消息增量 $DR \cdot MRET$ 的反应系数为0.014,且在1%的统计水平上显著;内部控制缺陷对坏消息反应的增量影响 $DR \cdot MRET \cdot ICD$ 的系数为-0.021,在10%的统计水平上显著,也证实存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性更差。

总之,横截面数据模型和差分数据模型得到的结果都支持存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性更差这一假设, H_0 得到支持。也就是说,内部控制缺陷的存在可能导致管理层故意或无意识的错报或误报财务信息,从而降低会计信息的稳健性。

4.2 可操控性应计质量模型实证结果分析

4.2.1 描述性统计和均值差异检验

表4列示了(6)式中变量的描述性统计和均值t检验结果,表中添加变量 $\frac{DA_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}$ 以对比两组样本可操控性应计的差异,内部控制缺陷组样本的可操控性应计均值为0.013,高于控制组样本的可操控性应计均值0.002,且在1%的统计水平上显著。基本上与 H_0 吻合,即相对于控制组,内部控制缺陷组的应计质量更低。对于控制变量,除*M&R*和*IND*外,其他所有变量的均值在内部控制缺陷组和控制组之间都存在

显著差异。在接下来的回归结果分析中,将进一步解释这些差异对应计质量的影响。

4.2.2 多元线性回归结果分析

表5列示了利用拓展的应计质量模型得到的回归结果,同时列示出对变量之间多重共线性检验的结果。从变量间多重共线性检验结果可以看出,方差膨胀因子(VIF)的最大值为2.610,远小于10,容忍度值大部分都大于0.800,远大于0.100,说明回归方程不存在严重的多重共线性问题。表5的第2列和第3列是利用2007年和2008年的横截面数据对(6)式进行回归得到的结果,从回归结果中可以看出,内部控制缺陷代理变量的回归系数为0.042,在1%的统计水平上显著,说明相对控制组公司,存在内部控制缺陷的公司其应计质量的绝对值ADAC更高,其应计质量相对于不存在内部控制缺陷的公司更差。控制变量中,*SIZE*和*ZSC*的系数为负,且在5%或更高的统计水平上显著,说明公司的规模越大、存在的破产风险越小,其应计质量相对越高;*CFO*、*GROWTH*、*LEV*和*INV*的系数都大于0,且在1%的统计水平上显著,说明公司的经营现金流变动越大、销售增长率越高、债务杠杆越高以及存货比率越高,其内部控制出现风险的比率也可能越高,进而导致其应计质量越差;*OPIN*和*ST*的系数也都大于0,且在1%的统计水平上显著,说明得到非标准审计意见的公司和被交易所

表5 (6)式的多元线性回归分析表
Table 5 Multiple Linear Regression Analysis Results for Model (6)

变量	横截面数据模型				差分数据模型			
	系数	t 值	VIF	容忍度	系数	t 值	VIF	容忍度
截距项	-1.268***	-12.920			0.062***	6.270		
ICD	0.042***	3.850	1.020	0.980	0.026**	2.310	1.020	0.984
CFO	0.216***	9.620	2.610	0.383	1.014***	21.830	1.060	0.944
GROWTH	0.002***	16.680	1.590	0.395	0.003***	3.150	1.010	0.986
SIZE	-0.001**	-2.170	1.130	0.884	-0.071***	-4.530	1.090	0.916
LEV	0.036***	5.520	1.290	0.777	0.018*	1.890	1.270	0.789
OPIN	0.082***	5.290	1.220	0.821	0.093***	2.950	1.050	0.950
ZSC	-0.001***	-2.840	1.220	0.821	-0.007**	2.280	1.230	0.812
M&R	0.011*	1.800	1.030	0.970	0.004*	1.690	1.050	0.956
INV	0.195***	9.180	1.070	0.931	0.345***	4.020	1.060	0.946
FTRAN	-0.010	-1.530	1.010	0.988	-0.006	-1.130	1.020	0.976
IND	-0.002	-0.730	1.020	0.981	-0.004	-0.970	1.010	0.986
SOWN	-0.007	-0.720	1.040	0.963	-0.006	-1.080	1.000	0.997
ST	0.026***	3.610	1.190	0.838	0.040***	4.010	1.030	0.968
F		41.360				25.510		
P		< 0.000				< 0.000		
R ²		0.197				0.159		
样本量		2 209				1 003		

特殊处理的公司其应计质量相对更低; *M&R* 的系数为正且在10%的统计水平上显著,说明相对于没有经历组织变革的公司,经历兼并或重组的公司由于在报表合并过程中出现问题的可能性更大以及变更过程中技术人员的流失,导致公司的应计质量较差; *FTRAN* 和 *IND* 的系数为负,但是在统计上并不显著,说明公司经营的复杂性并没有对应计质量产生显著影响。

表5的第6列和第7列是利用2007年和2008年的差分数据对(6)式进行回归得到的结果,从回归结果可以看出, *ICD* 的系数大于0且在5%的统计水平上显著,与横截面数据模型得到的结果基本一致,证明内部控制缺陷公司的应计质量相对更低。其他控制变量的系数和方向也与横截面数据模型得到的结果基本一致,在一定程度上说明本研究使用的模型具有一定的稳健性。

总之,横截面数据模型和差分数据模型都支持内部控制缺陷公司的应计质量更低的假设, H_0 得到

支持。即当公司存在内部控制缺陷时,经理人员很难确定可靠的应计数量,应计数量信息误报产生的后果是财务信息的噪音更大,并且更不可靠;另外,内部控制存在缺陷的公司其管理层更容易跨越内部控制的限制,操纵应计质量,从而达到对他们自己有利的财务报告目标。因此,不管财务信息是故意错报还是误报,内部控制缺陷都将会降低应计质量。

4.3 财务信息价值相关性模型实证结果分析

4.3.1 描述性统计和均值差异检验

表6列示了(7)式和(8)式中新引入变量的描述性统计和均值t检验结果,可以看出内部控制缺陷组公司 *ROE* 的均值为-0.044,在5%的统计水平上显著低于控制组公司;内部控制缺陷组公司 *BV* 的均值为2.650,在1%的统计水平上显著低于控制组公司。

4.3.2 多元线性回归结果分析

表7列示了运用收益方程模型和价格方程模型得到的回归结果,同时也列示了变量之间多重共线性的检验结果。*VIF* 的最大值为3.580,远小于10,容忍

表6 (7)式和(8)式中变量的描述性统计和均值t检验表

Table 6 Descriptive Statistics and t-test for Difference in Means of Variables in Model (7) and Model (8)

变量	内部控制缺陷组			均值 t 检验	控制组		
	观测值	均值	标准差		观测值	均值	标准差
ROE	223	-0.044	0.043	-0.085**(2.010)	1930	0.041	0.013
ROE · ICD	223	-0.044	0.043	-0.044*** (3.020)	1930	0.000	0.000
BV	223	2.650	0.112	-0.478*** (3.440)	1930	3.128	0.045
BV · ICD	223	2.650	0.112	2.650*** (-69.990)	1930	0.000	0.000

表7 (7)式和(8)式的多元线性回归分析表

Table 7 Multiple Linear Regression Analysis Results for Model (7) and Model (8)

变量	收益方程模型				价格方程模型			
	系数	t 值	VIF	容忍度	系数	t 值	VIF	容忍度
截矩项	-4.336***	-6.920			-65.763***	-10.680		
ICD	-0.152	-1.590	1.020	0.980	2.136	1.390	3.580	0.280
ROE	0.184***	3.380	1.250	0.799				
ICD · ROE	-0.167	-1.100	1.160	0.861				
BV					2.230***	14.900	1.410	0.707
ICD · BV					-0.824*	-1.700	3.570	0.280
CFO	0.157	0.700	1.240	0.808	16.337***	8.590	1.130	0.882
GROWTH	0.330***	7.650	1.180	0.845	2.269***	6.100	1.070	0.937
SIZE	0.202***	6.930	1.180	0.848	2.691***	9.790	1.560	0.643
LEV	0.212	1.160	1.300	0.766	0.247	0.150	1.370	0.728
OPIN	0.643***	4.190	1.150	0.873	2.415*	1.870	1.130	0.883
ZSC	0.011***	2.940	1.120	0.889	0.222***	6.790	1.130	0.882
M&R	0.887***	13.380	1.040	0.964	5.070***	9.220	1.040	0.963
INV	-0.684***	-3.520	1.170	0.854	3.764**	2.260	1.080	0.926
FTRAN	0.155***	2.640	1.010	0.986	0.692	1.360	1.010	0.986
IND	-0.005	-0.300	1.020	0.976	-0.383**	-2.550	1.020	0.981
SOWN	-0.103	-1.280	1.040	0.962	0.148	0.210	1.040	0.959
ST	0.179**	2.500	1.190	0.839	-0.249	-0.410	1.180	0.850
F		33.160				61.570		
P		< 0.000				< 0.000		
R ²		0.189				0.316		
样本量		2149				2153		

注:两个模型之间以及与前面模型之间所使用的变量有所差异,所以样本量并不相同。

度值大部分都大于0.700,远大于0.100,说明回归方程不存在严重的多重共线性问题。从收益方程和价格方程的回归结果可以看出, $ICD \cdot ROE$ 的系数为 -0.167,虽然在方向上与预期相一致,但是在统计上并不显著,说明内部控制缺陷组公司和控制组公司的盈余的价值相关性并没有显著区别; $ICD \cdot BV$ 的系数为 -0.824,且在10%的统计水平上显著,说明内部控制缺陷组公司账面资产的价值相关性显著低于控制组公司。

价格方程模型的回归结果支持存在内部控制缺陷的公司其财务信息价值相关性更低的假设,但是收益方程的回归结果并没有支持这一假设, H_0 只是部分得到支持,不能因此得出存在内部控制缺陷公司的财务信息价值相关性更低的结论。

5 结论

本研究分析内部控制缺陷对财务信息质量的影响,利用会计稳健性、应计质量和财务信息价值相关性对财务信息质量进行衡量,基于已有研究,在衡量财务信息质量的模型中加入财务报告内部控制缺陷代理变量,拓展出内部控制缺陷影响会计信息质量的新模型,并采用2007年和2008年沪深两市2209家上市公司的数据对新模型进行验证。研究结果显示,本研究提出的 H_{a1} 和 H_{a2} 得到支持,即相对于不存在内部控制缺陷的公司,存在内部控制缺陷的公司其会计稳健性和应计质量更低,并且分别在10%和1%的统计水平上显著;对于财务信息的价值相关性,研究结果表明,内部控制缺陷组公司账面资产的价值相关性在10%的统计水平上显著低于控制组公司,但是内部控制缺陷组公司盈余的价值相关性与控制组公司并没有显著区别,由此得出结论,两组公司财务信息价值相关性的差异并没有得到很好的证实。

本研究结果表明,内部控制对于保证财务信息质量起着重要作用。上市公司应根据本公司的实际情况,如公司规模、财务状况、经营复杂性等,建立与自身相符合的内部控制体系,这样既不会给公司造成太大的财务压力,又能保证财务报告的质量。

参考文献:

- [1] Doyle J T, Ge W, McVay S E. Accrual Quality and Internal Control over Financial Reporting [J]. *The Accounting Review*, 2007, 82(5): 1141-1170.
- [2] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Kinney Jr W R, LaFond R. The Effect of SOX Internal Control Deficiencies and Their Remediation on Accrual Quality [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(1): 217-250.
- [3] Beng W G, Dan L. Internal Control Reporting and Accounting Conservatism [R]. Singapore Management University and Tsinghua University, 2008.
- [4] Hogan C, Wilkins M. Do Internal Control Weaknesses Result in Lower Earnings Quality? Implications and Evidence from the Audit Risk Model [R]. Southern Methodist University, 2005.
- [5] Bedard J. Reported Internal Control Deficiencies and Earnings Quality [R]. University Laval, 2006.
- [6] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(3): 193-225.
- [7] Dechow P M, Dichev L D. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(2): 35-59.
- [8] Francis J, LaFond R, Olsson P M, Schipper K. Cost of Equity and Earnings Attributes [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4): 967-1010.
- [9] Chan K C, Farrell B R, Lee P. Earnings Management of Firms Reporting Material Internal Control Weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act [J]. *A Journal of Practice & Theory*, 2008, 27(2): 161.
- [10] Donaldson W. Testimony Concerning the Impact of the Sarbanes-Oxley Act [R]. Washington, D. C.: House Committee on Financial Services, 2005: 452.
- [11] 蔡吉普. 上市公司内部控制信息披露的实证研究 [J]. *山东经济*, 2005(4): 31-35.
Cai J P. The Empirical Study about Internal Control Information Disclosure of Listed Companies [J]. *Shandong Economic*, 2005(4): 31-35. (in Chinese)
- [12] 杨有红, 汪薇. 2006年沪市公司内部控制信息披露研究 [J]. *会计研究*, 2008(3): 36-42.
Yang Y H, Wang W. Research on Internal Control Information Disclosure of Public Listed Companies in Shanghai Stock Exchange in 2006 [J]. *Accounting Review*, 2008(3): 36-42. (in Chinese)
- [13] 杨有红, 陈凌云. 2007年沪市公司内部控制自我评价研究 [J]. *会计研究*, 2009(6): 58-64.
Yang Y H, Chen L Y. Research on Internal Control Self-assessment of Public Listed Companies in Shanghai Stock Exchange in 2007; Data Analysis and Policy Implication [J]. *Accounting Review*, 2009(6): 58-64. (in Chinese)
- [14] 林斌, 饶静. 上市公司为什么自愿披露内部控制自我鉴证报告? ——基于信号传递理论的实证研究 [J]. *会计研究*, 2009(2): 45-52.
Lin B, Rao J. Why Do Listed Companies Disclose the Auditor's Internal Control Report Voluntarily? ——An Empirical Study Based on Signaling Theory in China [J]. *Accounting Review*, 2009(2): 45-52. (in Chinese)
- [15] Public Company Oversight Board (PCAOB). An Audit of Internal Control over Financial Reporting Performed in Conjunction with an Audit of Financial Statements [S]. Auditing Standard (AS) No. 2.

- Washington, D. C., 2004.
- [16] Basu S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings [J]. *Journal of Accounting Economics*, 1997, 24(1): 3-37.
- [17] Leone A J. Factors Relates to Internal Control Disclosure: A Discussion of Ashbaugh, Collins, and Kinney (2007) and Doyle, Ge and McVay (2007) [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44(3): 224-237.
- [18] Jones J J. Earnings Management during Import Relief Investigations [J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193-228.
- [19] Dechow P, Ge W. The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly [J]. *Review of Accounting Studies*, 2005, 11(2): 253-296.
- [20] Kothari S P, Leone A J, Wesley C E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163-197.
- [21] Bartov E, Givoly D, Hayn C. The Rewards to Missing a Quarterly Earnings Expectation [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3): 63-76.
- [22] Easton P D, Harris T S. Earnings as an Explanatory Variable for Returns [J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(1): 19-36.
- [23] Collins D W, Maydew E L, Weiss I S. Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1): 39-67.

Internal Control Deficiencies of Listed Companies and Quality of Financial Information

QI Bao-lei, TIAN Gao-liang, LI Liu-chuang

School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China

Abstract: One objective of the internal control over financial reporting is to improve the quality of financial reporting. If a company has weak internal control, the unintentional errors of management will reduce the reliability of financial information. In addition, managers of firms with weak internal control can more readily override the control and intentionally prepare biased financial information that facilitate meeting their opportunistic financial reporting objectives. Based on the data of China's listed companies for the period from 2007 to 2008, we examine the effect of internal control deficiencies on the quality of financial information from three aspects: accounting conservatism, accrual quality and the value relevance of accounting information. The ownership of the company whether stated-own or not and whether the company is ST or not were used as dummy variables. After control operational and industry characteristics, according to the result, we find that, relative to control samples, firms of internal control deficiencies have lower quality accruals and its accounting information is less robustness, but we have not verified that there is significant difference about the value relevance of financial information between internal control deficiencies samples and control samples.

Keywords: internal control deficiencies; accounting conservatism; accrual quality; value relevance

Received Date: January 26th, 2010 **Accepted Date:** May 22nd, 2010

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(70772110) and the Humanities and Social Sciences Research Project of Ministry of Education(08JA630068)

Biography: QI Bao-lei, a Henan Xuchang native(1982 -), is a Ph. D. candidate in the School of Management at Xi'an Jiaotong University. His research interests include internal control over financial reporting of listed company, corporate governance, etc. E-mail: baoleiqi@126.com □