股权集中度、内部控制与盈余质量

——来自沪市A股市场的经验证据

王卫星(教授)，杜 冉

【摘要】自2012年起，沪、深主板上市公司普遍推行内部控制制度，但是迄今为止学术界对内部控制制度的有效性仍存在争议。为验证内部控制中介效应的存在性，运用沪市A股871家样本公司2012～2014年的财务数据，综合考察股权集中度、内部控制影响公司应计盈余管理和真实盈余管理的作用渠道和机理。结果表明：内部控制没有消除上市公司的盈余管理行为，但改变了盈余管理行为的作用方式；内部控制可以抑制会计盈余管理行为，提高公司盈余质量，但由于内部控制与股权结构的交互效应，这种抑制作用随公司股权集中度的增加而减弱；内部控制是股权集中度影响真实盈余管理行为的唯一中介路径。

【关键词】股权集中度；内部控制；盈余质量；上市公司

【中图分类号】F276.6　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2016)24-0003-6

一、引言

盈余质量是上市公司会计信息使用者用来评价公司经营绩效的一个重要指标。而盈余操纵行为会削弱外部投资者信心，阻碍储蓄向投资转化，扰乱市场融资秩序，并严重冲击实体经济。《国务院关于进一步促进资本市场健康发展的若干意见》(国发[2014]17号)要求上市公司严格执行企业会计准则和财务报告制度，提高财务信息的可比性，增强信息披露的有效性，避免人为操纵造成资本市场扭曲和金融风险，努力为股东创造更多价值。但是如何清晰地解释上市公司财务操纵的发生机制，从而更好地以制度化的方式加强对公司财务的有效监管、提高公司盈余质量、促进融资，正逐渐成为理论界和资本市场政策制定者关注的焦点。

国内外对提高盈余质量的研究主要从三个方面展开：第一是外部审计与盈余质量，主要认为审计对企业的财务报告能够起到重要的审核作用，会计师事务所的声誉、任期、审核意见等因素都与盈余质量有关(Jensen and Meckling，1976；余怒涛等，2008)。第二是内部控制与盈余质量，国外的研究把内部控制缺陷作为主要线索，内部控制缺陷越多的公司，盈余质量也相应越低(Ashbaugh-Skaife等，2008；Chan等，2008)。我国内部控制研究时间较短，评价标准尚未统一，结论呈现多样性(方红星等，2011；程小可等，2013)。第三是公司治理结构与盈余质量，国内外的研究大多从股权结构、高管或机构投资者持股比例等角度切入，但由于各国经济制度背景不同，造成国内外研究结论也有所差异(Gilson等，2003；王化成等，2006；冯梅等，2014)。

上述研究为我们理解公司盈余质量的内涵及其影响因素提供了有益启示，但现有文献侧重于将公司外部审计、公司内部控制、所有权之某一因素和公司盈余质量进行相关性分析。实际上，由于中国资本市场的弱有效性，财务信息在公司内外显著不对称，从公司内部控制入手考察盈余质量比外部审计视角更具先天优势，但是，在弱有效市场中上市公司的内控行为可能由公司治理结构内生决定。因此，将公司财务监督因素和公司治理因素分别与公司盈余质量联系的分析不仅在理论框架上显得过于简单，还缺少关于内控中介效应的实证研究。

本文重新梳理了公司股权结构、内控行为与盈余质量的内在逻辑关系，运用样本公司的财务数据，综合考察股权集中度、内部控制影响公司应计盈余管理和真实盈余管理的作用渠道和机理，实证检验内部控制的中介效应，并提出提高我国上市公司内控制度实施有效性、提升盈余质量、防止资本错配和“公司掏空”行为，促进公司持续发展的对策建议。

二、理论分析与相关假设

(一)股权结构与盈余质量

上市公司股权的集中与分散程度决定了公司治理要解

【基金项目】国家社会科学基金项目“新常态下长三角都市圈制造业服务化演进机制研究”(项目编号：15BJL043)；教育部规划课题(项目编号：13YJA790034)；江苏省软科学课题(项目编号：BR2015004)

决的突出问题，被视为公司治理的产权基础，其对盈余质量有着“先天性”的决定作用（杨继伟，2010）。关于股权结构与盈余质量的关系，学术界有两种竞争性的理论。一种是Jensen等（1976）提出的“利益趋同假说”。当企业的所有权与控制权分离时，经营者基于自利的动机而追求个人最大化效用，从而产生股东与经营者之间的代理问题。若有股权集中的大股东存在，起到协调不同利害关系人（如管理者、员工、股东和债权人）的利益、降低协调成本与交易成本的作用，则大股东的监督力量越大，管理者所做的决策也越倾向于追求股东财富最大化。余怒涛（2008）通过考察盈余反应系数，发现在业绩预增的情况下，控股股东的持股比例与盈余质量显著正相关。

另一种是Jensen和Ruback（1983）提出的“利益掠夺假说”。大股东拥有的股权越多，对公司的控制权越强，其对会计信息操纵的可能性和空间也就越大。大股东掏空导致公司业绩下降，而业绩的下降不利于公司进行股票和债券融资，有损于公司的持续发展，因此大股东与经理之间存在“盈余合谋”的可能，利用自己的信息优势地位选择性地披露财务信息，从而误导中小股东，即大股东有较强的动机要求经理通过盈余管理操控会计信息及会计政策，隐瞒其对私利和公司业绩的控制。

以上两种竞争性假说各有大量实证研究作为支持。笔者认为，大股东持股比例与盈余质量之间的关系并非简单的线性关系：当股权相对集中时，第一类代理问题是主要矛盾，大股东为维护自身利益，会加强对经营者的监督，此时表现为利益趋同效应；而当股权高度集中时，第二类代理问题逐渐突出，大股东的自利动机会产生掏空行为，此时表现为利益掠夺效应。据此，本文提出：

H1a：股权集中度与盈余质量正相关。

H1b：股权集中度与盈余质量负相关。

（二）股权结构、内部控制与盈余质量

内部控制作为一种持续均衡的契约手段，可以弥补契约不完备，平衡信息不对称。控制过程覆盖会计信息的收集、传递、报告等程序，实现保证财务信息可靠的控制目标，影响盈余信息的质量（佟岩，2013）。实施有效的内部控制能够遏制内部人故意误报盈余的机会和动机，减少信息报告中随机的、非故意的疏忽和程序性差错，减轻企业业务活动的内在风险以及这些风险对企业报告选择和财务报告透明度的影响（肖华，2013）。良好的内部控制可以有效地监督公司高管的行为，降低内部代理成本，还可以保证公司专注于其主营业务，严控投资方向，聚焦优势产业和产品，使会计盈余更加持续。然而，内部控制作为公司内部治理机制，内生于公司的股权结构，这种内生性决定了内部控制功能发挥的非独立性。据此，本文提出：

H2：股权集中度与内部控制有效性存在正向关系。

H3：股权集中度和内部控制共同影响企业盈余管理行为。

H4：股权集中度通过内部控制影响企业盈余管理，且内部控制是中介变量。

三、变量定义与模型构建

（一）变量定义

1. 股权集中度。本文采用前五大股东持股比例（TOP_5）表示股权集中度。通过数据资料搜集发现，我国上市公司前五大股东持股比例之和约在50%左右，即掌握着公司的实际控制权。

2. 内部控制。深圳市迪博企业风险管理技术有限公司提供的“中国上市公司内部控制指数”使用主客观相结合的方法确定指标权重，用线性加权法获得总指数，能够较好地反映上市公司内控水平和风险管控能力，因而近年来受到学术界的广泛关注和应用（林斌，2014；赵息，2013）。本文采用该指数表示内控质量。

3. 盈余质量。在实证研究中，很多学者从盈余管理的角度来界定和衡量盈余质量，如Balsam等（2003）、Myers等（2003）、Aboody等（2005）的研究。盈余质量被认为是盈余生成过程中的盈余管理程度，盈余管理程度越高，盈余质量越低；反之，盈余质量越高。

（1）应计盈余质量。实践中采用会计选择、会计估计来实现盈余目标的行为，属于应计盈余管理。本文依据Dechow和Dichev（2002）提出的修正DD模型估计管理层操纵对盈余质量的影响，来衡量盈余质量。仿照马忠（2011）的做法，盈余质量模型如下：

$$TCA_{i,t}=\beta_0+\beta_1 CFO_{i,t-1}/AA_{i,t}+\beta_2 CFO_{i,t}/AA_{i,t}+\beta_3 CFO_{i,t+1}/AA_{i,t}+\beta_4 \triangle REV_{i,t}/AA_{i,t}+\beta_5 PPE_{i,t}/AA_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

式中：$TCA_{i,t}$为i公司在t年度经平均总资产调整后的线下项目前总应计项目，等于i公司在t年度的营业利润与t年度经营活动现金净流量的差额除以t年平均资产总额；$CFO_{i,t}$为i公司t年度经营活动产生的现金流量净额；$\triangle REV_{i,t}$是i公司第t期和第t−1期收入的差额；$PPE_{i,t}$是i公司第t期的固定资产总额；$AA_{i,t}$为i公司第t年度期初资产总额和期末资产总额的平均数。

将样本公司按照行业分类，基于每个行业的样本公司数据估算模型，并将回归残差的绝对值作为公司应计盈余质量的度量指标EQ。EQ的数值越大，表明公司应计盈余管理程度越高，应计盈余质量越差。

（2）真实盈余质量。实践中，公司有目的地通过安排偏离正常经营状态、违背企业价值最大化、操控会计数据的行为，属于真实盈余管理。目前关于真实活动盈余质量比较主流的度量方法是Roychowdhury（2006）提出的三个真实活动盈余管理模型，分别以异常经营现金流量（ACFO）、异常生产成本（APROD）和异常酌量性支出（AEXP）三种变量异常值之和

的绝对值衡量真实盈余管理的程度。借鉴李增福等（2011）的研究方法，以“生产性成本估计模型残差-销售性操控估计模型残差-酌量性费用估计模型残差”计算得出相应的总体真实活动盈余管理的残差AM，并取绝对值记为EM，以衡量总体的真实活动盈余质量。EM的数值越大，表明公司真实盈余管理程度越高，真实盈余质量越差。

$AM_{i,t}= APROD_{i,t}-ACFO_{i,t}-AEXP_{i,t}$

4. 控制变量。在借鉴已有文献的基础上，本文选择公司规模、资产负债率、资产报酬率、成长性等变量作为控制变量。具体变量定义如表1所示。

表 1　　变量定义

变量性质	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	EQ	应计盈余质量	修正DD模型
	EM	真实盈余质量	真实盈余模型
解释变量	LnICI	内部控制质量	迪博数据库内部控制指数的自然对数
	TOP_5	股权集中度	前五大股东持股比例
	TOP_5×LnICI	交互项	第一大股东持股比例与内控指数的乘积
控制变量	SIZE	公司规模	总资产自然对数
	LEV	资产负债率	负债总额除以总资产
	ROA	总资产回报率	净利润除以年末总资产
	GRO	成长性	主营业务收入增长率
	CFO	现金流	现金流量净额除以年末总资产

（二）模型设定

为检验上述假设，基于EQ和EM建立如下两组模型：

$$EQ=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2SIZE+\beta_3LEV+\beta_4ROA+\beta_5CFO+\beta_6GRO+\varepsilon \quad (1)$$

$$LnICI=\alpha_0+\alpha_1TOP_5+\alpha_2SIZE+\alpha_3LEV+\alpha_4ROA+\alpha_5CFO+\alpha_6GRO+\varepsilon \quad (2)$$

$$EQ=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2LnICI_{(-1)}+\beta_3SIZE+\beta_4LEV+\beta_5ROA+\beta_6GRO+\varepsilon \quad (3)$$

$$EQ=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2LnICI_{(-1)}+\beta_3TOP_5\times LnICI_{(-1)}+\beta_4SIZE+\beta_5LEV+\beta_6ROA+\beta_7GRO+\varepsilon \quad (4)$$

$$EM=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2SIZE+\beta_3LEV+\beta_4ROA+\beta_5CFO+\beta_6GRO+\varepsilon \quad (5)$$

$$LnICI=\alpha_0+\alpha_1TOP_5+\alpha_2SIZE+\alpha_3LEV+\alpha_4ROA+\alpha_5CFO+\alpha_6GRO+\varepsilon \quad (6)$$

$$EM=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2LnICI+\beta_3SIZE+\beta_4LEV+\beta_5ROA+\beta_6CFO+\beta_7GRO+\varepsilon \quad (7)$$

$$EM=\beta_0+\beta_1TOP_5+\beta_2LnICI_{(-1)}+\beta_3TOP_5\times LnICI_{(-1)}+\beta_4SIZE+\beta_5LEV+\beta_6ROA+\beta_7GRO+\varepsilon \quad (8)$$

模型（1）、（5）用于检验H1，模型（2）、（6）用于检验H2，模型（3）和（4）、（7）和（8）用于检验H3，模型（1）、（2）、（3）和（5）、（6）、（7）用于检验H4。本文在进行中介效应检验时，遵循温忠麟等（2004）和汪炜等（2014）提出的中介变量检验程序。考虑到内部控制与盈余质量之间可能存在的内生性问题，本文将模型中内控指数自变量滞后一期进行回归。

（三）样本选择与数据来源

本文以沪市A股上市公司2012～2014年的财务数据作为研究对象，并进行以下样本筛选程序：①剔除金融保险行业；②剔除ST公司；③剔除财务数据缺失的公司；④剔除行业样本数量少于5的公司。最后获得871个公司样本。为了控制极端值对研究结论的影响，对相关变量在样本1%和99%分位数处做了Winsorize处理。本文相关财务数据来自CSMAR数据库，内部控制指数来自迪博数据库。样本遵从中国证监会行业分类标准，全文使用Stata 12.0和SPSS 19.0软件对数据进行分析处理。

四、实证结果分析

（一）描述性统计

表 2　　描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
EQ	871	0.0351	0.0415	0.0000	0.4042
EM	871	0.1780	0.2220	0.0004	3.0311
TOP_5	871	0.5155	0.1752	0.0355	0.9808
LnICI	871	6.4803	0.1144	5.9684	6.7910
SIZE	871	22.5143	1.4493	17.8227	28.4820
LEV	871	0.5287	0.2198	0.0194	2.7160
ROA	871	0.0383	0.1743	−0.4928	4.8366
CFO	871	0.0321	0.1675	−4.2696	0.4616
GRO	871	0.3042	3.6561	−0.8825	104.5388

表2是全样本相关变量的描述性统计结果。从表2可以看出，采用DD模型计算的EQ最小值为0.0000，最大值为0.4042，均值为0.0351。EM最小值为0.0004，最大值为3.0311，均值为0.1780。EM总体均值大于EQ，表明我国上市公司真实盈余管理质量高于应计盈余管理。内部控制指数在取自然对数之后的最小值为5.9684，最大值为6.7910，均值为6.4803，这表明我国上市公司内部控制有效性差异悬殊，但总体水平较高。股权集中度均值为0.5155，最小值为0.0355，最大值为0.9808，这表明上市公司的控制权普遍掌握在前五名股东手中，同时股权集中度差异较大。

（二）相关性分析

表3、表4是主要变量之间的Spearman相关系数。结果显示，因变量、自变量与控制变量之间的相关系数均低于0.5，初步判断变量之间不存在严重的共线性。为做出更为准确的判断，本文再进行VIF检验（参见表5和表6），两组模型的方差膨胀因子分别为1.29、1.29、1.44、3.17和1.29、1.29、1.45、3.18，均远小于10，因此可以排除多重共线性问题。

表 3　　主要变量Spearman相关系数

	EQ	TOP_5	LnICI	SIZE	LEV	ROA	CFO	GRO
EQ	1.0000							
TOP_5	0.0102 (0.7647)	1.0000						
LnICI	−0.0594* (0.0810)	0.3054*** (0.0000)	1.0000					
SIZE	−0.1477*** (0.0000)	0.447*** (0.0000)	0.5331*** (0.0000)	1.0000				
LEV	0.1388*** (0.0000)	0.0173 (0.6116)	0.0374 (0.2728)	0.3522*** (0.0000)	0.3522*** (0.0000)			
ROA	0.0810** (0.0174)	0.1128*** (0.0009)	0.3580*** (0.0000)	0.0383 (0.2607)	0.0383 (0.2607)	1.0000		
CFO	0.05432 (0.1181)	0.0958*** (0.0049)	0.2091*** (0.0000)	0.1056*** (0.0019)	0.1056*** (0.0019)	0.3814*** (0.0000)	1.0000	
GRO	−0.0227 (0.5062)	0.0230 (0.4994)	0.2928*** (0.0000)	0.1465*** (0.0000)	0.1465*** (0.0000)	0.2481*** (0.0000)	0.1117*** (0.0010)	1.0000

注：括号内标注的是显著性水平；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，下同。

表 4　　主要变量Spearman相关系数

	EM	TOP_5	LnICI	SIZE	LEV	ROA	CFO	GRO
EM	1.0000							
TOP_5	0.0052 (0.8802)	1.0000						
LnICI	0.0763** (0.0272)	0.3179*** (0.0000)	1.0000					
SIZE	−0.0148 (0.6685)	0.4520*** (0.0000)	0.5418*** (0.0000)	1.0000				
LEV	0.0146 (0.6723)	0.0423 (0.2212)	0.0360 (0.2981)	0.3569*** (0.0000)	1.0000			
ROA	0.1456*** (0.0000)	0.1096*** (0.0015)	0.3632*** (0.0000)	0.0455 (0.1879)	−0.3993*** (0.0000)	1.0000		
CFO	−0.1167*** (0.0007)	0.1123*** (0.0011)	0.2247*** (0.0000)	0.1211*** (0.0004)	−0.1635*** (0.0000)	0.4046*** (0.0000)	1.0000	
GRO	0.1453*** (0.0000)	0.0433 (0.2101)	0.2954*** (0.0000)	0.1533*** (0.0000)	0.0696** (0.0439)	0.2440*** (0.0000)	0.1323*** (0.0001)	1.0000

（三）多元回归分析

从表5和表6反映出来的回归方程的F值、调整R^2来看，模型总体拟合度较好。

模型（1）、（5）的结果显示，股权集中度与应计或真实盈余质量负相关，且都在5%的水平上显著，即股权集中度越高，管理程度越高，盈余质量越差，假设1b得到支持。说明过于集中的股权结构并非一种有效的机制，掌握控制权的大股东往往为了谋取自身的利益而通过转移企业资源等进行盈余管理，牺牲了中小股东的利益，即“隧道效应”。许多事实都证明了在新兴市场，“隧道行为”是一种更加严重的委托代理问题。模型（2）和（6）的实证结果显示，内部控制与股权结构之间不存在显著正向关系，假设2未能通过显著性检验，但从回归分析中可以看出，二者存在正向影响。对比模型（3）与模型（4）、模型（7）与模型（8）可知：在模型（3）中LnICI的系数为0.0015，且没有通过显著性检验，加入交互项LnICI×TOP_5后，模型（4）中LnICI的系数变为−0.0853，且在1%的水平上显著，同时交互项系数为0.2017，且在1%的水平上显著；在模型（7）中虽然LnICI系数为负，内控有效性抑制了公司盈余管理，但并不显著，加入交互项LnICI×TOP_5后，模型（8）中LnICI的系数变为−0.1260，且在10%的水平上显著，同时交互项系数为0.0203，且在1%的水平上显著。两组模型均表明股权结构与内部控制存在交互效应。

为进一步确定交互效应是否显著，本文运用SPSS 19.0进行交互效应显著性检验，两组模型加入交互项后，调整R^2变化值分别在1%和10%的水平上显著，假设3得到支持。实证结果表明，内部控制对盈余管理有抑制作用，但这种抑制作用受制于股权结构，并且随着股权集中度的增加，内部控制对盈余管理的抑制作用减弱。其原因可能如下：客观上，我国2013年在上市公司中强制推行内部控制制度，内控实施时间较晚，即使是到本研究样本期末的2014年，上市公司内控制度建设也才开始不久；主观上，那些股权越是集中的公司，其大股东在公司事务上的“话语权”越大，越倾向于越过有关约束性制度而直接操纵会计数据，从而削弱了内控对盈余管理行为的制度性规范功能。

从控制变量来看，两组模型中公司规模（SIZE）、现金流（CFO）与盈余管理的绝对值呈显著的负相关关系，即与盈余质量显著正相关，这表明规模较大的公司其会计核算制度比较健全，编制的财务报表的质量也较高，并且更加注重自身的声誉以及影响力，所以盈余管理受到一定程度的制约。现金流是企业无法操纵的项目，因此企业现金流越多，可操纵的范围就越小，盈余质量也就越高。盈利能力（ROA）和成长性（GRO）都与盈余质量负相关，可能的原因是资产报酬率是衡量我国上市公司年度公司业绩的基本指标，操控性应计利润与公司业绩相关时，管理层会利用ROA控制公司业绩对盈余管理的影响。处于盈余快速增长的公司其成长性较强，管理层往往更希望拥有发展的持续动力和资本，这类公司比成长性弱的公司更有动机进行盈余管

表 5　股权集中度、内部控制与应计盈余管理

	EQ	LnICI	EQ	EQ
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cons	0.1551*** (0.000)	5.4875*** (0.000)	0.1466* (0.064)	0.7218*** (0.000)
TOP_5	0.0187** (0.019)	0.0193 (0.337)	0.0187** (0.019)	0.0173** (0.029)
LnICI			0.0015 (0.911)	−0.0853*** (0.006)
TOP_5×LnICI				0.2017*** (0.002)
SIZE	−0.0058*** (0.000)	0.0436*** (0.000)	−0.0059*** (0.000)	−0.0064*** (0.000)
LEV	−0.00150 (0.824)	−0.0426* (0.011)	−0.0014 (0.832)	−0.0020 0.768
ROA	0.0710** (0.016)	0.6094*** (0.000)	0.0701** (0.023)	0.0701** 0.022
CFO	−0.0450*** (0.009)	0.0394 (0.323)	−0.0450*** (0.000)	−0.0448*** 0.009
GRO	0.0003 (0.898)	0.0243*** (0.000)	0.0003 (0.908)	0.0003 (0.903)
F值	8.44***	100.90***	7.23***	7.63***
R^2	0.0559	0.4212	0.0559	0.0667
Adjust−R^2	0.0492	0.4170	0.0482	0.0580
Mean VIF	1.29	1.29	1.44	3.17

表 6　股权集中度、内部控制与真实盈余管理

	EM	LnICI	EM	EM
	(5)	(6)	(7)	(8)
Cons	0.2821*** (0.006)	5.4875*** (0.000)	−0.3622 (0.353)	−0.4194 (0.668)
TOP_5	0.0062** (0.037)	0.0193 (0.337)	0.0085* (0.081)	0.0083* (0.084)
LnICI			−0.1174 (0.187)	−0.1260* (0.067)
TOP_5×LnICI				0.0203*** (0.004)
SIZE	−0.0089* (0.085)	0.0436*** (0.000)	−0.0140*** (0.019)	−0.0140** (0.021)
LEV	0.1055*** (0.001)	−0.0426* (0.011)	0.1106*** (0.001)	0.1106*** (0.001)
ROA	1.3477*** (0.000)	0.6094*** (0.000)	1.2762*** (0.000)	1.2762*** (0.000)
CFO	−0.3006*** (0.000)	0.0394 (0.323)	−0.3052*** (0.000)	−0.3053*** (0.000)
GRO	0.0456*** (0.006)	0.0243*** (0.000)	0.0427*** (0.001)	0.0427*** (0.001)
F值	17.75***	100.90***	15.67***	13.69***
R^2	0.1135	0.4212	0.1166	0.1166
Adjust−R^2	0.1071	0.4170	0.1091	0.1081
Mean VIF	1.29	1.29	1.45	3.18

理，以获得短期大量的投资，从而促进成长。与第一组应计盈余管理模型相比，第二组真实盈余管理模型中资产负债率与真实盈余质量负相关，可能的原因是基于债权人权益的保障要求，债权人比股东更加关心公司的盈利状况和发展前景，若公司资产大量流失，债权人就会面临无法追回债权的风险，当公司负债比例较高时，为了减轻债务追偿压力，公司就会有强烈的动机进行真实盈余管理。

（四）内控制度中介效应显著性检验

1. 股权集中度与应计盈余质量的中介分析。根据多元回归结果，内部控制受股权结构的影响不显著，内部控制本身对盈余质量也没有显著影响，初步判断内部控制不具有中介作用。本文参照Preacher和Hayes（2004）提出的Bootstrap方法来检验中介效应，结果显示，在Bootstrap样本量选择5000、在95%的置信区间下，中介效应系数为−0.0049，BootLLCI=−0.0116，BootULCI=0.0004，内部控制中介效应未通过显著性检验，假设4没有得到支持，即内部控制不是股权集中度与应计盈余质量的中介变量。

表 7　内部控制作为股权集中度与应计盈余质量的中介检验

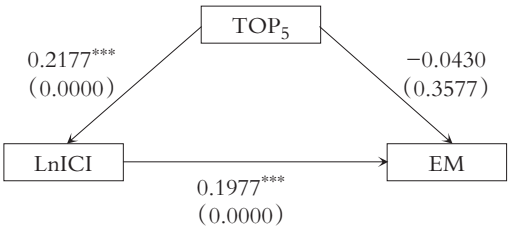
Direct effect of X on Y（控制中介后，自变量对因变量的直接影响）					
Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
0.0015	0.0085	0.1819	0.8557	−0.0151	0.0182
Indirect effect of X on Y（中介路径的作用）					
	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI	
LnICI	−0.0049	0.0031	−0.0116	0.0004	

2. 股权集中度与真实盈余质量的中介分析。内部控制虽然不是股权结构与应计盈余质量的中介变量，但可能成为股权结构与真实盈余质量之间的中介变量。根据表8的检验结果可以看出，Bootstrap样本量选择5000、在95%的置信区间下，中介效应系数为0.0430，BootLLCI=0.0200，BootULCI=0.0722，表明内部控制中介效应显著。此外，控制了中介变量内部控制之后，自变量股权结构对因变量盈余质量的影响不显著，因为区间（LLCI=−0.1347，ULCI=0.0487）包含0。表示内部控制在股权结构对盈余质量中发挥了中介作用，且是唯一的中介变量。

表 8　内部控制作为股权集中度与真实盈余质量的中介检验

Direct effect of X on Y（控制中介后，自变量对因变量的直接影响）					
Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
−0.0430	0.0430	−0.9203	0.3577	−0.1347	0.0487
Indirect effect of X on Y（中介路径的作用）					
	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI	
LnICI	0.0430	0.0129	0.0200	0.0722	

具体路径如下图所示。



注：中介效应=0.2177×0.1977=0.0430

上述实证结果表明，内部控制不但没能抑制真实盈余管理，反而成了股东进行真实盈余管理的渠道。原因可能有以下几点：

（1）真实盈余管理可以根据需要安排在会计年度的任何时间，而应计盈余管理一般只能在会计年度结束之后至盈余报告对外披露之前，时间的限制以及会计准则的限制使得应计盈余管理的实施具有一定的风险性，股东出于减少这种风险的考虑，常常在会计年度期中安排真实盈余管理来代替应计盈余管理，达到所希望的盈余目标。换句话说，单靠应计项目管理盈余可能会使公司面临期末盈余不能完全达标的风险，而此时再采取真实活动盈余管理也为时已晚。

（2）操纵应计项目的盈余管理方式更容易引起审计师和监管者的注意，而调整价格和产量等真实活动盈余管理没有涉及会计处理问题，因此具有很强的迷惑性和隐蔽性，审计师和监管部门对真实盈余管理的监督难度较大，被发现的可能性较低。

（3）2013年是我国强制要求主板上市公司披露内控报告的第一年，传统年份实施的应计盈余管理行为开始受到限制，并且股东预期以后能够实施应计盈余管理行为的空间更小，因此选择当期加大真实盈余管理的实施力度。

总之，真实盈余管理具有更强的隐蔽性，同时我国内部控制制度的实施时间短，尚未形成真正的约束效力，这为公司实施真实盈余管理创造了主、客观条件。公司通过改变信用政策等手段进行真实盈余管理是一项重大决策，往往需要公司高层的支持和相关部门的配合，容易导致大股东与管理层相互“串谋”图利，侵害中小股东利益，即大股东利用超强控制力借助内部控制操纵公司真实盈余管理活动，使内部控制的实施结果背离制度设计的初衷，内部控制异化为控股股东实现自利目标的工具。

五、结论与建议

（一）研究结论

本文以沪市A股上市公司为研究对象，利用2012～2014年相关财务数据实证检验了样本公司股权集中度、内部控制影响公司应计和真实盈余管理的作用渠道和机理，研究揭示了股权结构、内部控制影响会计盈余的差异性机制，并检验了内部控制中介效应的存在性：①内部控制没有消除上市公司盈余管理行为，但改变了盈余管理行为的作用方式——把对会计信息的“终端操纵”转变为“过程操纵”。②内部控制可以抑制会计盈余管理行为，提高公司盈余质量，但由于内部控制与股权结构的交互效应，这种抑制作用随着公司股权集中度的增加而减弱。③内部控制是股权集中度影响真实盈余管理行为的唯一中介路径。不考虑内部控制，股权结构对盈余质量的影响不显著，反之则反是。

（二）政策建议

上述结论有一定政策含义。由于制度安排的相互依存性质，内控制度可以有效发挥改善上市公司盈余质量的功能。而有效防止大股东或内部人盈余操纵下的资源错配和“掏空”行为，很大程度上取决于更严格的公司内部控制制度及建设相关制度的结合：

1. 强化内部控制规范，抑制企业盈余管理行为。借鉴美国萨班斯法案的成功经验，进一步完善内部控制制度，细化内部环境、风险评估、控制活动、信息与沟通、内部监督等规则，以法律的形式强化内部控制对企业行为的规范，抑制盈余管理行为。

2. 健全股权制衡机制，提升内部控制作用强度。过于集中的股权结构容易导致内部人控制的局面，使公司的决策过度向大股东利益倾斜。因此应考虑引入股权制衡机制，适度分散股权，保持合适数量的股东参与公司决策，加强对公司董事会、监事会和高管人员的监督，防止大股东对内部控制作用的人为干扰。

3. 注重“事中”监督，约束会计信息的“过程操纵”。健全惩罚机制，增加违规成本，通过立法的手段来加强内、外部监管力量，对披露不真实会计信息的行为制定相应的处罚条例，并对相关负责人追责，督促上市公司改善财务流程管理，减少会计行为扭曲造成的资源错配。

4. 推进行业自律，提高会计人员的道德自觉。一是从会计“声誉”机制入手，加强会计行业职业道德建设。二是在企业内建立财会人员考核选拔机制，将政治素质与业务素质作为重要的入职条件，同时加强对在岗会计员工的道德教育，削弱会计作假的主观动机，从而提高上市公司会计信息披露质量。

主要参考文献：

Jensen M., W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976(3).

方红星，金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究，2011(8).

赵息，张西栓. 内部控制、高管权力与并购绩效——来自中国证券市场的经验证据[J]. 南开管理评论，2013(2).

作者单位：常州大学商学院，江苏常州 213164