

强制内部控制审计政策与盈余管理

——基于DID模型的实证分析

费青青¹, 孙豪²

【摘要】 本文以2011~2014年沪深两市非金融类主板上市公司为研究对象,基于DID(双重差分)研究方法,实证检验了我国分类分批强制内部控制审计政策的实施效果。研究发现,强制内部控制审计政策对国有控股主板上市公司应计盈余管理和真实盈余管理的净影响均显著为负,对小型非国有控股主板上市公司应计盈余管理的净影响显著为负。本文认为,强制内部控制审计政策对主板上市公司的会计信息质量产生了积极影响。

【关键词】 强制内部控制审计; DID模型; 应计盈余管理; 真实盈余管理

【中图分类号】 F239

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)09-0103-6

一、引言

内部控制是公司在一定环境下,为提高经营效率、充分地利用各种资源、实现既定的财务和经营目标而实施的各种制约和调节机制。该机制有利于提高会计信息的真实性和可靠性,从而在一定程度上提高财务报表质量。近年来,学者们大都认为内部控制能够在一定程度上抑制盈余管理。

从我国上市公司内部控制制度建设情况来看,我国主板上市公司已经处于强制披露内部控制审计报告阶段。2008年,财政部、证监会、审计署、银监会、保监会联合发布了《企业内部控制基本规范》,强制上市公司披露年度自我评估报告。2010年又联合发布了《企业内部控制配套指引》。2012年,财政部与证监会联合发布了《关于2012年主板上市公司分类分批实施企业内部控制规范体系的通知》(财会办[2012]30号)。截至2014年底,所有主板上市公司均须披露内部控制审计报告(特殊情况除外)。可见,我国主板上市公司已经逐步从自愿披露内部控制审计报告阶段进入强制披露阶段。

西方学术界从“信息观”和“经济收益观”两个角度来解释盈余管理。在信息观下,Schipper(1989)认为,盈余管理是管理层为了获取某些私有利益,有目的地干预对外财务报告的过程。Healy和Wahlen(1999)则认为,盈余管理是管理层运用职业判断和规划交易来变更财务报告,以误导利益相关者的决策或者影响契约结果。在经济收益观下,Scott(2005)认为,管理层会选择自身效用最大化或公司价值最大化的会计政策。Daniel Cohen et al.(2008)对SOX法案颁布前后上市公司的盈余管理情况进行研究,发现上市公司在法案颁布后更

加倾向于进行真实盈余管理。可见,由于应计盈余管理的空间变小,公司管理层开始通过规划交易进行真实盈余管理。

结合国外研究成果,探讨强制内部控制审计披露政策对我国上市公司两类盈余管理的影响,就具有重要的理论意义和现实意义。目前,我国学者已对内部控制信息披露与盈余管理的关系进行了大量研究,但对强制内部控制审计与盈余管理的实证研究还比较匮乏。基于此,本文在我国上市公司内部控制制度逐步完善的背景下,基于DID模型研究分类分批强制内部控制审计披露政策(以下简称“强制披露政策”)的政策效应。研究发现,强制披露政策对国有控股上市公司应计盈余管理和真实盈余管理的净影响显著为负,即该政策能够显著抑制国有控股上市公司两类盈余管理行为;该政策对小型非国有控股上市公司应计盈余管理的净影响显著为负,即对小型非国有控股上市公司的应计盈余管理行为具有抑制作用。因此,本文认为,强制披露政策有利于提高上市公司会计信息质量。

二、文献回顾与假设提出

(一)文献回顾

西方经济学和会计学界已经在盈余管理这一重要领域取得了一系列研究成果。SOX法案出台后,美国学者开始对内部控制和盈余管理进行研究,这些研究可以归纳为三个方面。第一,在内部控制的执行与盈余管理方面,Alta-muro和Beatty(2010)在SOX法案出台前后研究了内部控制对于公司盈余管理的影响,发现内部控制能够降低盈余管理。Lobo和Zhou(2006),Depken和Ouyang(2006)的研究也得出了类

【基金项目】 西南财经大学“中央高校基本科研业务费”博士生课题项目(项目编号:JBK1507097)

□ 审计与CPA

似结论。第二,在内部控制质量与盈余管理方面,Santanu Mitra和Bikki Jaggi(2013)等从内部控制质量的角度研究了内部控制对盈余管理的影响,认为高质量内部控制能够抑制盈余管理。而Gao et al.(2009)研究发现,SOX法案颁布后,小型上市公司的会计信息质量有所降低。可见,SOX法案颁布后,强制披露政策对不同类型的公司可能产生不同影响。第三,在内部控制信息披露与盈余管理方面,Doyle et al.(2007)研究发现,披露了内部控制缺陷的公司更倾向于进行盈余管理。Ashbaugh-Skaife et al.(2008)探究了内部控制缺陷及调整对应计盈余管理的影响,发现披露内部控制缺陷的公司其盈余管理程度更高。可见,强制内部控制审计可以提高盈余质量,且对应计盈余管理的抑制作用更明显。

国内学者认为高质量的内部控制可以抑制应计盈余管理,但对真实盈余管理的抑制作用尚未形成统一观点。方红星等(2011)研究发现,在自愿披露内部控制审计报告的背景下,高质量的内部控制能有效抑制盈余管理。刘启亮(2012)研究发现,完善的内部控制能够减少盈余管理空间。而范经华等(2013)认为高质量的内部控制能够抑制公司的应计盈余管理行为,但对真实盈余管理的抑制作用不大。另外,在内部控制信息披露与盈余管理程度方面,程小可等(2013)发现:自愿披露内部控制鉴证报告的公司其应计盈余管理程度、销售性操控和生产成本操控程度较低;公司的产权性质和规模不同,内部控制对真实盈余管理的影响也不同。由此可见,我国学者大多认为优质的内部控制对盈余管理有一定的抑制作用,并且内部控制信息披露有助于抑制盈余管理。

(二)理论分析与研究假设

内部控制作为公司内部的一种自我调节和约束机制,其作用之一是提高会计信息质量,防止管理层通过会计政策或会计估计进行盈余管理。内部控制在保证生产和经营管理活动顺利进行的同时,可以在一定程度上防止不当行为的发生,减少对销售、生产成本和酌量性费用的操控。许多学者的研究表明,高质量的内部控制与盈余管理显著负相关。本文在优质的内部控制能够有效抑制盈余管理的基础上探讨强制披露政策的影响。

在强制披露政策下,我国三类主板上市公司(国有控股、大型非国有控股、小型非国有控股主板上市公司)必须分别最晚从2012年、2013年、2014年开始对外披露内部控制审计报告。此前,公司的披露行为均属于自愿行为,有一定的信号传递作用。如今,我国已经从自愿披露内部控制审计报告阶段进入强制披露阶段。这一政策背景与自愿披露背景有所区别,公司的披露行为不再具有明显的自选择性,所有主板公司都必须完善内部控制机制。在自愿披露背景下,拥有优质内部控制的公司更易获得并披露标准无保留意见的内部控制审计报告,体现出明显的自选择性。而在强制披露政策实施后,无论主板上市公司原本的内部控制质量如何,都必须

聘请会计师事务所进行内部控制审计并披露审计报告。因此,本文认为强制披露政策将促使主板上市公司进一步完善内部控制机制,强化优质内部控制对盈余管理的抑制作用,并体现出明显的政策效应。本文以政策变更为“自然实验”,探究强制披露的政策效应,为验证内部控制与盈余管理的因果关系提供稳健证据。

基于以上分析,本文提出以下假设:

H1:分类分批强制内部控制审计政策能够抑制三类主板上市公司的应计盈余管理行为。

H2:分类分批强制内部控制审计政策能够抑制三类主板上市公司的真实盈余管理行为。

三、研究设计

(一)盈余管理的度量

1. 应计盈余管理。根据Jones(1991)和方红星(2011)的研究,本文采用修正的琼斯模型对样本进行分行业分年度回归,并计算应计盈余管理。

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1}=\beta_0+\beta_1\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}+\beta_2PPET_{i,t}/A_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NA_{i,t}=\beta_0+\beta_1(\Delta REV_{i,t}-\Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}+\beta_2PPET_{i,t}/A_{i,t-1} \quad (2)$$

$$DA_{i,t}=TA_{i,t}/A_{i,t-1}-NA_{i,t} \quad (3)$$

其中:TA_{i,t}表示i公司第t年总应计利润,为净利润和经营活动现金流量之差;ΔREV_{i,t}为i公司销售收入变动额,等于公司第t年销售收入与第t-1年实际销售收入之差;ΔREC_{i,t}为i公司第t年应收账款变动额;PPET_{i,t}为i公司第t年固定资产原值;A_{i,t-1}为i公司第t年期初总资产;NA_{i,t}为i公司第t年期望应计利润。

本文使用模型(1)进行分行业分年度的回归得出回归系数;再将得到的系数代入模型(2)计算得到期望应计利润;最后运用模型(3)计算实际应计利润与期望应计利润之差,得出应计盈余管理DA_{i,t}。

2. 真实盈余管理。根据Roychowdhury(2006)和范经华(2013)的研究,本文利用销售操控、生产成本操控以及酌量性费用模型来计算操控性经营现金流量、操控性生产成本和操控性酌量费用,并计算得出真实盈余管理总额。

(1)经营现金流量模型。Roychowdhury(2006)认为正常经营活动产生的现金流量是当期销售收入与当期销售收入变化值的线性函数,据此得出以下模型:

$$CFO_{i,t}/A_{i,t-1}=\alpha_0+\alpha_1SALES_{i,t}/A_{i,t-1}+\alpha_2\Delta SALES_{i,t}/A_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,CFO_{i,t}为i公司第t年的经营活动现金流量;SALES_{i,t}为i公司第t年销售收入;ΔSALES_{i,t}为i公司第t年销售收入变动额;A_{i,t-1}为i公司第t年期初资产总额。运用上式估计出的残差为操控性经营现金流量DCFO_{i,t}。

(2)生产成本模型。Roychowdhury(2006)认为生产成本

等于销售产品成本与存货变动之和,由期望销售成本模型与期望存货模型得到如下期望生产成本估计模型:

$$PROD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 SALES_{i,t}/A_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta SALES_{i,t}/A_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta SALES_{i,t-1}/A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中, $PROD_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年生产成本, $\Delta SALES_{i,t-1}$ 为 i 公司第 $t-1$ 年销售收入变动额。运用上式估计出残差,即为操控性生产成本 $DPROD_{i,t}$ 。

(3) 酌量性费用模型。酌量性费用由管理费用和销售费用组成,与上期销售收入存在线性关系,据此得到如下估计模型:

$$DISEXP_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 SALES_{i,t-1}/A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中, $DISEXP_{i,t}$ 为 i 公司第 t 年管理费用与销售费用之和。运用上式估计出残差即操控性酌量费用 $DDISEXP_{i,t}$ 。

(4) 真实盈余管理总额模型。Roychowdhury (2006) 的模型中,同一交易活动可能同时导致高异常的生产成本和低异常的经营性现金流量,直接综合操控性经营现金流量、操控性生产成本和操控性酌量费用可能导致重复计算。因此,本文借鉴 Cohen 与 Zarowin (2010) 的做法,采用两种方式计算真实盈余管理:第一种方式是将操控性生产成本减去操控性酌量费用;第二种方式是综合操控性经营现金流量和操控性酌量费用。运用两种方式得到估计模型如下:

$$RM1_{i,t} = DPROD_{i,t} - DDISEXP_{i,t} \quad (7)$$

$$RM2_{i,t} = -DCFO_{i,t} - DDISEXP_{i,t} \quad (8)$$

(二) 内部控制和政策效应的度量

根据财政部与证监会联合发布的《关于2012年主板上市公司分类分批实施企业内部控制规范体系的通知》,截至2014年底,我国主板上市公司应当披露董事会对公司内部控制的自我评价报告以及注册会计师出具的财务报告内部控制审计报告。在强制披露政策背景下,注册会计师对公司内部控制发表审计意见,增加了管理层对公司内部控制建设和维护的压力,有利于公司内部控制的规范与完善,提高会计信息质量。因此,本文将是否获得标准无保留意见的内部控制审计报告(IC)作为内部控制质量的代理变量。

根据分类分批强制披露政策,主板国有控股上市公司被要求从2012年末开始披露内部控制审计报告;大型非国有控股主板上市公司(2011年12月31日公司总市值在50亿元以上,同时2009~2011年平均净利润在3000万元以上)应当从2013年年末开始披露内部控制审计报告;小型非国有控股主板上市公司必须从2014年年末开始披露内部控制审计报告。本文使用年度虚拟变量来区分强制内部控制审计政策实施前后,将2012~2014年(Y_1)作为第一类公司政策实施前后的时间虚拟变量;将2013~2014年(Y_2)作为第二类公司政策实施前后的时间虚拟变量;将2014年(Y_3)作为第三类公司政策实施前后的时间虚拟变量。各年度虚拟变量取值为0表示政策实施前,取值为1表示政策实施后。本文认为,强制披露

政策与自愿披露政策有所区别,该政策对我国主板上市公司的内部控制建设和维护将起到了督促作用。为了探究该政策是否会增强优质内部控制对盈余管理的抑制作用,本文分别为三类公司构造了优质内部控制与强制披露政策实施前后虚拟变量的交乘项(为防止严重多重共线性,对交乘项均进行去中心化处理): $IC \times Y_1$ (国有控股上市公司)、 $IC \times Y_2$ (大型非国有控股上市公司)、 $IC \times Y_3$ (小型非国有控股上市公司)。同时使用 DID 模型分别探究强制披露政策对三类公司盈余管理的影响。

(三) 强制披露政策和盈余管理的 DID 模型

双重差分法是一种考察政策实施效果的分析方法,该方法分别计算实验组和对照组在政策实施期间某些指标的变化(如盈余管理程度)。两组指标变化的差值(即倍差估计量)表示剔除了其他因素的影响后,政策实施对该指标的净影响。DID 模型的基本方程为:

$$C = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 T + \beta_3 TP + \varepsilon \quad (9)$$

其中: C 为某种指标(本文中为盈余管理程度); T 为时间虚拟变量,政策实施前取值为0,政策实施后取值为1;交乘项 TP 为变量 T 与 P 的乘积,为政策效应变量。本文中,以国有控股公司为例,变量 Y_1 取值为0时为政策实施前, Y_1 取值为1时为政策实施后;披露标准无保留意见的内部控制审计报告(IC 取值为1)作为实验组, IC 取值为0的样本作为对照组。为探究强制披露政策对三类主板上市公司盈余管理的影响,本文构建模型(10)和 DID 模型(11)、(12)、(13)。其中,模型(10)对所有混合截面样本进行 OLS 回归,用于检验前人关于高质量内部控制能够抑制盈余管理的研究结论;模型(11)用于国有控股公司的政策分析,模型(12)用于大型非国有控股公司的政策分析,模型(13)用于小型非国有控股上市公司的政策分析。

$$DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IC_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IC_{i,t} + \beta_2 Y_1 + \beta_3 IC_{i,t} \times Y_1 + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IC_{i,t} + \beta_2 Y_2 + \beta_3 IC_{i,t} \times Y_2 + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IC_{i,t} + \beta_2 Y_3 + \beta_3 IC_{i,t} \times Y_3 + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,因变量 $DEM_{i,t}$ 为盈余管理程度,分别为 $DA_{i,t}$ 、 $RM1_{i,t}$ 、 $RM2_{i,t}$ 、 $DCFO_{i,t}$ 、 $DPROD_{i,t}$ 、 $DDISEXP_{i,t}$ 。本文对盈余管理程度的度量取绝对值,其他变量的说明见表1。

以国有控股上市公司为例,通过推导说明 DID 模型的交乘项系数 β_3 的涵义。对于实验组,有 $IC=1$,方程可改写为: $DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 Y_1 + \beta_3 IC_{i,t} \times Y_1 + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ 。实验组(记为A)在政策实施前后盈余管理程度的样本均值分别为 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_4 X_{i,t}$ 和 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 X_{i,t}$ 。因此,政策实施前后实验组的盈余管理程度平均变化为: $Diff_A = (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 X_{i,t}) - (\beta_0 + \beta_1 + \beta_4 X_{i,t}) = \beta_2 + \beta_3$ 。

同理,对于对照组, $IC=0$,方程可简化为: $DEM_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 Y_1 + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ 。对照组(记为B)在政策实施前后盈余管理程度的

表1 变量定义及说明

变量类型	变量代码	变量名称	变量定义
因变量	DA _{i,t}	应计盈余管理程度	应计盈余管理的绝对值
	RM1 _{i,t}	真实盈余管理程度的第一种度量	真实盈余管理程度第一种度量的绝对值
	RM2 _{i,t}	真实盈余管理程度的第二种度量	真实盈余管理程度第二种度量的绝对值
	DCFO _{i,t}	操控性经营现金流量	销售操控的绝对值
	DPROD _{i,t}	操控性生产成本	生产成本操控的绝对值
	DDISEXP _{i,t}	操控性酌量费用	费用操控的绝对值
自变量	IC	获得标准无保留意见的内控审计报告	获得标准无保留意见的内部控制审计报告取1,否则为0
	IC×Y ₁	获得标准无保留意见的内部控制审计报告与特定年份的交乘项	在2012年至2014年披露了标准无保留意见的内部控制审计报告
	IC×Y ₂	获得标准无保留意见的内部控制审计报告与特定年份的交乘项	在2013年至2014年披露了标准无保留意见的内部控制审计报告
	IC×Y ₃	获得标准无保留意见的内部控制审计报告与特定年份的交乘项	在2014年披露了标准无保留意见的内部控制审计报告
控制变量	Size	公司规模	总资产的自然对数
	Both	是否两职合一	董事长和总经理为同一人取1,否则取0
	Tope	股权集中程度	第一大股东持股比例
	Lev	资产负债率	年末总负债除以年末总资产
	ROE	净资产净利率	当年净利润除以当年净资产
	B/M	账面市值比率	所有者权益与市价的比值
	Loss	是否有财务困境	当期净利润小于0取1,否则取0
	Opin	财务报告审计意见	审计师出具标准无保留意见的审计报告取1,否则取0
	Growth	销售增长率	当期销售收入增长率
	BDS	董事会规模	董事会人数
	BSS	监事会规模	监事会人数
	IND	独立董事比例	独立董事人数占董事会人数比例
	Year	年度	属于该年度取1,否则取0
Industry	行业	属于该行业取1,否则为0(制造业取前两位代码,其他行业取第一位代码)	

样本均值分别为 $\beta_0 + \beta_4 X_{i,t}$ 和 $\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 X_{i,t}$ 。因此,政策实施前后对对照组盈余管理程度的平均变化为: $Diff_B = (\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 X_{i,t}) - (\beta_0 + \beta_4 X_{i,t}) = \beta_2$ 。

倍差估计量的值为: $Diff = Diff_A - Diff_B = (\beta_2 + \beta_3) - \beta_2 = \beta_3$ 。 $Diff_A$ 表示获得标准无保留意见内部控制审计报告的公司,在强制披露政策实施前后盈余管理程度发生的变动。 $Diff_B$ 表示未披露或披露非标准无保留意见内部控制审计报告的公司,在强制披露政策实施前后盈余管理程度的变动。因此,

$Diff = Diff_A - Diff_B = \beta_3$,表示强制披露政策对实验组的净影响。在实证分析中,对 β_3 进行估计就可知政策实施对盈余管理的净影响程度。

因此,模型中交乘项 $IC \times Y_1$ 的系数 β_3 即为强制披露政策对国有控股公司的政策效应; IC 的系数 β_1 为政策实施前披露标准无保留意见的内部控制审计报告对盈余管理的影响(为便于理解,此处忽略了控制变量 $X_{i,t}$); Y_1 的系数 β_2 表示政策实施前后未披露标准无保留意见的内部控制审计报告($IC=0$)对盈余管理影响的差别。对其他两类公司的模型可做类似解释。

四、实证检验与结果分析

(一)样本选择

本文选取2011~2014年深沪两市主板上市公司为研究对象,剔除了金融业上市公司和连续数据不足3年的公司,剔除各年度各行业中样本量低于10的行业,最后得到4919个样本。其中,第一类公司样本数为2869个;第二类公司样本数为635个;第三类公司样本数为1415个。本文所使用的上市公司数据和内部控制审计报告数据来自国泰君安CSMAR数据库。

(二)描述性统计及差异检验

披露标准无保留意见内部控制审计报告的样本数共有3326个,占有所有样本的67.62%。本文对所有样本以及分类样本进行分组,第一组为未披露标准无保留意见内部控制审计报告的公司;第二组为披露标准无保留意见内部控制审计报告的公司。各组变量对应的均值及组间均值差异在T检验下的统计量见表2。

表2 变量的均值及差异检验

公司类型	变量		DA	RM1	RM2	DCFO	DPR OD	DDIS EXP
	所有公司	1	均值	0.121	0.215	0.156	0.095	0.142
2		均值	0.070	0.159	0.114	0.063	0.099	0.078
1vs2		T值	6.190***	4.087***	3.309***	7.788***	6.831***	1.916***
第一类公司	1	均值	0.090	0.214	0.149	0.084	0.135	0.108
	2	均值	0.068	0.141	0.101	0.060	0.091	0.068
	1vs2	T值	3.506***	3.749***	2.697***	6.306***	5.650***	2.285**
第二类公司	1	均值	0.119	0.250	0.201	0.142	0.171	0.119
	2	均值	0.062	0.216	0.151	0.064	0.121	0.113
	1vs2	T值	2.694***	0.869	1.309*	3.424***	2.185**	0.205
第三类公司	1	均值	0.146	0.207	0.149	0.092	0.140	0.089
	2	均值	0.086	0.183	0.133	0.074	0.113	0.087
	1vs2	T值	2.637***	0.922	0.672	2.648***	2.171**	0.095

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

由表2可知,是否披露标准无保留意见的内部控制审计报告对盈余管理程度有显著影响。在对三类公司的分别比较

中,披露标准无保留意见内部控制审计报告的公司,盈余管理程度普遍更低。其中,国有控股主板上市公司两类盈余管理的组间差异均显著,其余两类公司应计盈余管理、操控性经营现金流量、操控性生产成本的组间差异显著。

(三)相关性检验

对总样本计算Person相关系数,发现强制披露政策背景下的优质内部控制与应计盈余管理、真实盈余管理以及真实盈余管理的不同度量均显著负相关(如表3),表明优质内部控制对盈余管理可能存在抑制作用。

表3 各主要变量的Person相关系数

	IC	DA	RM1	RM2	DCFO	DPROD	DDISEXP
IC	1						
aDA	-0.088***	1					
aRM1	-0.058***	0.103***	1				
aRM2	-0.047***	0.121***	0.928***	1			
aDCFO	-0.110***	0.316***	0.329***	0.350***	1		
aDPROD	-0.097***	0.160***	0.520***	0.263***	0.609***	1	
aDDISEXP	-0.027*	0.042***	0.904***	0.957***	0.143***	0.155***	1

(四)强制披露政策对盈余管理的政策分析

为验证学者们关于优质内部控制能够抑制盈余管理的研究结论,本文将披露标准无保留意见的内部控制审计报告作为优质内部控制的代理变量。对2011~2014年的混合截面数据运用模型(10)进行OLS多元回归分析,发现优质的内部控制与应计盈余管理、真实盈余管理以及真实盈余管理的各种度量均显著负相关,这就验证了前人关于高质量内部控制能够抑制盈余管理的研究结论。其中需要讨论的是操控性酌量费用,优质的内部控制仅在10%的显著性水平上与操控性酌量费用负相关。方红星等(2011)认为,高质量内部控制对操控性酌量费用的影响不明确,优质内部控制可能同时产生以下两种相反的作用:抑制对操控性酌量费用的盈余管理(提高操控性酌量费用)和提高公司管理效率(减少操控性酌量费用),这两种作用可能相互抵消,使得优质内部控制对操控性酌量费用的影响不确定。本文实证结果与前人的研究结论基本一致。

为验证H1和H2,本文运用模型(11)、(12)、(13)分别对三类公司进行OLS多元回归分析。由表4的结果可知,变量 $IC \times Y_1$ 的系数均显著为负,根据DID模型的设计思路,该结果表明强制披露政策对国有控股上市公司盈余管理的净影响显著为负,即该政策能够显著抑制盈余管理行为。IC的系数显著为负,表明在政策实施前,披露标准无保留意见的内部控制审计报告与盈余管理程度显著负相关,即国有控股公司的优质内部控制在政策实施前对盈余管理具有抑制作用。 Y_1 的系数大多显著为正,表明政策实施前后对照组盈余管理程度的平均值有所上升,即实施强制披露政策后,若公司仍然没有披露标准无保留意见的内部控制审计报告(IC=0),则

这些公司可能比政策实施前未披露(IC=0)的公司存在更多盈余管理行为。由于政策实施前的披露行为属于自愿行为,若公司内部控制质量不高,公司可选择披露内部控制审计报告;而政策实施后的披露行为具有强制性,若在强制披露政策下公司仍未披露内部控制审计报告,则说明公司面对政策压力仍然未改善其内部控制,进而可能比政策实施前未披露(IC=0)的公司存在更多盈余管理行为。

表4 强制披露政策分析——回归结果一

	DA	RM1	RM2	DCFO	DPROD	DDISEXP
截距	0.198*** (4.17)	0.102 (0.81)	0.090 (0.82)	0.203*** (6.96)	0.211*** (3.51)	-0.037 (-0.35)
$IC \times Y_1$	-0.051*** (-3.26)	-0.160*** (-3.89)	-0.130*** (-3.62)	-0.046*** (-4.84)	-0.085*** (-4.30)	-0.119*** (-3.40)
IC	-0.031*** (-3.35)	-0.150*** (-6.19)	-0.110*** (-5.17)	-0.047*** (-8.25)	-0.089*** (-7.64)	-0.093*** (-4.53)
Y_1	-0.006 (-0.73)	0.055*** (2.68)	0.045** (2.51)	0.009** (1.97)	0.023** (2.33)	0.037** (2.13)
控制变量	-	-	-	-	-	-
N	2869	2869	2869	2869	2869	2869
adj.R ²	0.146	0.356	0.411	0.075	0.072	0.426

注:括号内为t统计量值;限于篇幅,本文未列出控制变量的回归结果,下同。

由表5的结果可知,在大型非国有控股上市公司中,变量 $IC \times Y_2$ 的系数均不显著,表明强制披露政策对该类公司盈余管理的净影响不显著,即该政策对盈余管理行为没有显著影响。在因变量为应计盈余管理和操控性经营现金流量的多元回归中,IC的系数显著为负,表明实验组在政策实施前披露标准无保留意见的内部控制审计报告与应计盈余管理程度和操控性经营现金流量显著负相关,即国有控股公司的高质量内部控制在政策实施前对应计盈余管理程度和操控性经营现金流量有抑制作用。 Y_2 的系数均不显著,表明政策实施前后对照组盈余管理程度的平均值没有显著变化,即强制披露政策实施前后,未披露标准无保留意见内部控制审计报告的公司(IC=0),其盈余管理程度的平均值没有显著差异。

表5 强制披露政策分析——回归结果二

	DA	RM1	RM2	DCFO	DPROD	DDISEXP
截距	1.139*** (3.42)	1.147* (1.89)	1.554*** (2.66)	1.085*** (3.45)	0.736** (2.21)	0.420 (0.92)
$IC \times Y_2$	0.046 (0.31)	0.203 (0.75)	0.205 (0.79)	0.099 (0.71)	0.107 (0.72)	0.105 (0.51)
IC	-0.048* (-1.70)	-0.038 (-0.75)	-0.061 (-1.25)	-0.063** (-2.38)	-0.031 (-1.10)	-0.015 (-0.39)
Y_2	0.008 (0.28)	0.014 (0.27)	0.040 (0.79)	0.023 (0.87)	0.004 (0.14)	0.021 (0.53)
控制变量	-	-	-	-	-	-
N	635	635	635	635	635	635
adj.R ²	0.082	0.139	0.145	0.301	0.213	0.169

□ 审计与CPA

由表6结果可知,在小型非国有控股企业中,变量 $IC \times Y_3$ 和 IC 的系数在以应计盈余管理为因变量的回归中显著为负,表明强制内部控制政策对该类公司应计盈余管理的净影响显著为负,即该政策能够抑制应计盈余管理行为。并且,实验组在政策实施前披露标准无保留意见的内部控制审计报告与应计盈余管理程度显著负相关,即小型非国有控股公司的高质量内部控制在政策实施前能够抑制应计盈余管理。同时,变量 Y_3 的系数在以应计盈余管理为因变量的回归中显著为正,表明政策实施前后对照组应计盈余管理程度的平均值有所上升。即实施强制披露政策后,若公司仍然没有披露内部控制审计报告,则这些公司可能比政策实施前未披露的公司存在更多应计盈余管理行为。

值得注意的是,以真实盈余管理及其各种度量为因变量的OLS回归中,各主要变量的系数大都不显著(除以操控性生产成本为因变量时)。这说明强制披露政策对该类公司的真实盈余管理没有显著影响;该类公司的高质量内部控制在政策实施前对真实盈余管理基本上没有显著影响;政策实施前后对照组($IC=0$)真实盈余管理程度的平均值没有显著变化。

表6 强制披露政策分析——回归结果三

	DA	RM1	RM2	DCFO	DPROD	DDISEXP
截距	0.207 (1.43)	0.732*** (2.61)	0.773*** (3.14)	0.239*** (3.12)	0.145 (1.05)	0.619*** (2.70)
$IC \times Y_3$	-0.136*** (-3.44)	-0.041 (-0.54)	-0.047 (-0.70)	0.011 (0.52)	-0.008 (-0.21)	-0.042 (-0.67)
IC	-0.050*** (-3.05)	0.012 (0.39)	0.026 (0.93)	-0.013 (-1.48)	-0.036** (-2.29)	0.040 (1.54)
Y_3	0.085*** (3.81)	-0.041 (-0.95)	-0.047 (-1.26)	-0.005 (-0.40)	0.016 (0.76)	-0.051 (-1.44)
控制变量	-	-	-	-	-	-
N	1415	1415	1415	1415	1415	1415
adj.R ²	0.690	0.118	0.135	0.032	0.063	0.153

由三类公司的OLS多元回归结果可知,强制披露政策似乎对国有控股公司的作用更加明显,该政策显著抑制了国有控股公司的应计盈余管理和真实盈余管理。对小型非国有控股公司而言,强制披露政策仅对其应计盈余管理起到了抑制作用,对真实盈余管理的作用并不显著。

本文认为,由该回归结果并不能武断地认为强制披露政策对国有控股公司有更强的政策效应。①从两种盈余管理手段的隐蔽性角度来看,我国强制披露政策出台后,公司迫于审计压力,不得不对内部控制进行完善。由于应计盈余管理相较于真实盈余管理更易被发现,管理层可能更倾向于进行真实盈余管理。②从政策的实施时间来看,国有控股公司从2012年开始强制披露内部控制审计报告,其内部控制逐步完善的过程已经历时三个会计年度。相较于从2014年开始强制披露内部控制审计报告的小型非国有控股上市公司,其内部

控制建设更加规范和完善。因此,该政策在抑制国有控股公司应计盈余管理的同时,对真实盈余管理也起到了抑制作用。③从盈余管理的操作时间来看,真实盈余管理可能发生在一年中的任何时间,而应计盈余管理一般在年末进行。迫于首次披露内部控制审计报告的的压力,管理层不太可能在年末进行不太隐蔽的应计盈余管理。由于非国有控股公司的内部控制制度不及国有控股公司完善,可能很难对该年进行的真实盈余管理进行控制。因此,从OLS多元回归结果来看,强制披露政策对小型非国有控股上市公司应计盈余管理的抑制作用显著,而对真实盈余管理的抑制作用并不显著。

五、研究结论及建议

本文在对主板上市公司按照分类分批强制披露政策进行分类研究的基础上发现:①优质的内部控制对应计盈余管理和真实盈余管理存在抑制作用;②强制披露政策能够显著抑制国有控股主板上市公司的应计盈余管理和真实盈余管理,并对小型非国有控股主板上市公司的应计盈余管理起到显著的抑制作用。

本文从盈余管理的角度探讨了内部控制建设的重要性以及执行强制披露政策的必要性。在已经执行该政策三个会计年度的国有控股公司中,强制披露政策的影响非常显著,该政策对两种盈余管理的净影响均显著为负。在仅实施该政策一年的小型非国有控股上市公司中,该政策显著抑制了应计盈余管理。因此,强制披露政策对主板上市公司的会计信息质量产生了积极影响;待政策效力充分释放以后,对非国有控股上市公司的政策效力将更加明显。因此,今后的研究可以在更充分的数据基础上继续对非国有控股上市公司的盈余管理情况进行分析。鉴于强制披露政策在主板上市公司已取得的良好效果,本文建议逐步将其推广至创业板和中小板上市公司,进而提高上市公司整体的会计信息质量。

主要参考文献:

Healy P. M., Wahlen J. M.. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting[J]. Accounting Horizons, 1999(13).

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).

吴益兵.内部控制的盈余管理抑制效应研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2012(2).

范经华,张雅曼,刘启亮.内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J].会计研究,2013(4).

周立峰.企业内部控制审计的侧重点[J].审计月刊,2012(2).

作者单位:1.西南财经大学会计学院,成都611130;2.西南财经大学工商管理学院,成都611130