

应计盈余管理与现金流操控相互关系研究

吴秋生, 马文琪

(山西财经大学 会计学院, 山西 太原 030006)

摘要: 文章以 2007—2018 年我国 A 股上市公司为样本, 通过建立联立方程模型, 研究了应计盈余管理与现金流操控的内在互动关系。研究发现, 应计盈余管理与现金流操控之间存在双向非对称的互动影响, 过度负债会强化两者之间的互动关系; 与国有企业相比, 非国有企业应计盈余管理与现金流操控的配合问题更加严重; 作为公司治理的主要手段, 内部控制、高管持股与独立董事占比对上述关系有显著的抑制作用。文章的研究深化了上市公司应计盈余管理与现金流操控内在关系与发生规律的认识, 揭示了财务状况和公司治理对上述关系的调节作用, 对于投资者正确认识、政府部门有效监管和公司有效治理这两种财务操纵行为具有启示意义。

关键词: 应计盈余管理; 现金流操控; 过度负债; 公司治理

中图分类号: F230 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)02-0154-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200419.101

一、引言

2019 年 8 月 16 日, 中国证监会对康美药业发出《行政处罚及市场禁入事先告知书》, 一场重大财务造假案被曝光在公众视野。与以往发生的重大财务造假案不同, 2016—2018 年, 康美药业不仅通过操控应收账款、预付账款、在建工程、投资性房地产和固定资产等科目, 累计虚增营业收入 275.15 亿元, 而且为了掩盖高额债务, 骗取债务融资, 通过伪造销售回款等方式, 累计虚增货币资金 886.7 亿元。^①康美药业的重大财务造假案表现出应计盈余管理与现金流操控相配合的复杂特征, 增大了企业财务操纵行为的隐蔽性, 增加了利益相关者的信息使用风险以及监管与审计的难度, 从而引发了人们对两者关系的高度关注。

现金流操控可视为管理层在各种动机的驱动下(再融资、盈利压力和获取个人私利等), 采取特定手段操控企业现金流(尤其是经营活动现金流), 以改变现金流量表会计报告结果的一种信息披露管理行为(张俊瑞等, 2007)。与应计盈余管理类似, 部分现金流操控也基于记账基础, 虽然两者的记账基础和操控对象不同, 但是影响结果在很多时候却是相互联系、相互配合的(张俊瑞等, 2007; 池兆念, 2012)。与真实盈余管理基本上基于真实商业活动在时间与空间上的人为操控与真实安排不同, 现金流操控既有基于真实现金收支在时间与空间上的人为操控与真实安排, 也有基于收付实现制的弄虚作假, 还有现金的归类操控, 两者形成的基础并不相同(Ewert 和

收稿日期: 2019-11-25

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71872105); 山西省研究生教育创新项目(2019SY397)

作者简介: 吴秋生(1962—), 男, 江苏东台人, 山西财经大学会计学院教授, 博士生导师;

马文琪(1995—)(通讯作者), 女, 山西襄汾人, 山西财经大学会计学院研究生。

^① 数据来源于中国证监会对康美药业发出的《行政处罚及市场禁入事先告知书》。

Wagenhofer, 2005)。因此,不能简单地把现金流操控等同于真实盈余管理,也不能仅基于应计盈余管理与真实盈余管理的关系来认识应计盈余管理与现金流操控的关系。单独研究现金流操控现象,有助于更加全面准确地认识当前企业基于现金流操控的复杂化的财务操纵行为。

现有研究发现,企业的财务操纵已经从单一的应计盈余管理发展到应计盈余管理与现金流操控相配合的复杂阶段(张俊瑞等,2007),而且应计盈余管理与现金流操控在债务压力等动机上表现出一定程度的融合(池兆念,2012)。但对于应计盈余管理与现金流操控的相互关系与配合方式,以及债务压力等因素对两者关系的影响,目前缺乏进一步的理论分析与实证检验。弄清这些问题,对于深化上市公司应计盈余管理与现金流操控内在关系和发生规律的认识,揭示发生财务舞弊时三张主要财务报表的内在联动关系,构建有效遏制两种财务舞弊的机制,帮助投资者正确认识、政府部门有效监管和公司有效治理这两种财务操纵行为具有重要意义。

本文选取2007—2018年我国A股上市公司作为样本,通过建立联立方程模型,采用三阶段最小二乘法(3SLS),研究了应计盈余管理与现金流操控的内在互动关系。研究发现,应计盈余管理与现金流操控之间具有双向非对称的互动影响。具体来说,现金流操控与应计盈余管理之间具有互动性,但在配合操控过程中,现金流操控的幅度往往大于应计盈余管理;当企业实施正向应计盈余管理时,两者之间会表现出更强的互动性。进一步研究发现,过度负债会强化两者之间的互动关系;与国有企业相比,非国有企业应计盈余管理与现金流操控的配合问题更加严重;作为公司治理的主要手段,内部控制、高管持股与独立董事占比对上述关系有显著的抑制作用。

本文的研究贡献体现在:(1)现有文献认为现金流操控属于真实盈余管理,大多基于应计盈余管理与真实盈余管理的关系来认识应计盈余管理与现金流操控的关系,没有注意到以收付实现制为基础的现金流操控对象的特殊性,也没有考虑到现金流操控与真实盈余管理的差异,而且在研究方法上也没能很好地缓解两类盈余管理之间的内生性问题。虽然个别文献关注到现金流操控与应计盈余管理趋同的动机以及两者配合使用的可能,但大多基于规范研究,也没有探讨两者的内在互动关系与互动机制。本文通过建立联立方程模型,采用三阶段最小二乘法(3SLS)实证分析了应计盈余管理与现金流操控的相互关系,缓解了变量之间的内生性问题,提高了研究结果的可信性;同时,深入研究了其中的互动机制,重点关注了上述关系的方向性与对称性,深化了应计盈余管理与现金流操控关系的认识。(2)现有研究发现应计盈余管理与现金流操控共同的债务压力动机,但没有深入研究债务压力动机对两者关系的调节作用。本文以过度负债作为债务压力动机的切入点,深入研究了过度负债对应计盈余管理与现金流操控相互关系的调节作用,为明确互动舞弊的监管重点和揭示发生财务舞弊时三张主要财务报表的内在联动关系提供了新证据。(3)本文的研究对于全面准确理解各种财务操纵行为的相互影响和外部影响,构建全面系统的遏制企业财务操纵的治理、审计与监管机制具有启示意义。

二、理论分析与研究假设

市场竞争日益激烈,企业的持续经营能力变得非常重要,现金流的重要性日益凸显,而且有超过应计盈余的趋势。这使企业的财务操纵行为越来越复杂,具体表现为应计盈余管理与现金流操控紧密配合的联合舞弊行为,两者分别以应计项目与现金流为操控对象(张俊瑞等,2007),且两者的操纵动机日益融合(池兆念,2012)。在这样的背景下,舞弊企业的应计盈余管理与现金流操控会呈现出怎样的关系?两者又是如何配合实现财务操纵的?

大量理论与实证证据表明,应计盈余管理普遍存在于企业中,是企业造假的常用手段之一(DuCharme等,2004; Louis, 2004; Ball和Shivakumar, 2008; 齐伟山等,2005; 方红星等,2014)。应计

盈余管理会降低企业盈余质量,主要表现为盈余含现率下降(池兆念,2012)。以银广夏的财务舞弊案为例,在舞弊被揭露的前3年,企业每股收益的均值高达0.58元;与此形成鲜明对比的是,企业每股经营活动现金流的均值只有0.047元。这为有效审查应计盈余管理提供了重要线索。池兆念(2012)发现,利用利润表与现金流量表之间的勾稽关系,可以有效识别企业的应计盈余管理。近年来,公司管理层越来越重视会计盈余的“含金量”,在实施应计盈余管理的同时,也会兼顾现金流操控(王啸,2004;张俊瑞等,2007)。同时,在外部监管日渐严格和内部控制不断完善的环境下,企业的应计盈余管理空间受到限制,往往需要现金流的配合操控来实现财务操纵目标。

当前,信息化、自动化、智能化带来的市场风险日益增加,企业现金流的重要性日益凸显。同时,Graham等(2005)以及郭慧婷等(2011)发现现金流信息具有很强的价值相关性,是契约订立和衡量企业绩效的基础(Aboody等,2000;Nwaeze等,2006;赵春光,2004),投资者、债权人和供应商等企业利益相关者也日益重视现金流。正如方军雄(2006)所说,“你重视什么,企业就操控什么。”现有研究表明,企业确实存在现金流操控行为(Roychowdhury,2006;方军雄,2004),而且由于其具有较强的隐蔽性,监管部门的检查风险较低(尹彦力等,2010),现金流操控发生的频率与幅度日渐增加(Lee,2012;吴联生等,2007;张然,2007)。但过度的现金流操控可能会引起审计机构、监管机构和市场参与者的关注,也会产生较高的操控成本。基于风险分散与效益最大化的考虑,管理层往往会配合实施应计盈余管理。

由上可知,为了抵减应计盈余管理降低盈余含现率的效应,以及应计盈余管理操纵空间不足的限制,财务舞弊企业需要现金流操控的配合进行补充;同时,随着现金流操控的频率与幅度日渐增加,基于风险分散与效益最大化的考虑,管理层也会配合实施应计盈余管理,因此两者具有互补关系。在“现金为王”的今天,利益相关者对现金流的重视程度甚至超过了对盈余的重视(郭慧婷等,2011)。基于应计盈余管理与现金流操控在操纵成本、手段、空间和经济后果上的差异,舞弊企业可能会更加偏好现金流操控,使两者表现出非对称的互补关系。一方面,相对于现金流操控,应计盈余管理的操纵空间较小,容易引起利益相关者的关注,被揭露的风险较大(任春艳,2012;王福胜等,2014)。这一行为一旦被曝光,会给企业带来很大风险与损失,通过现金流操控来掩盖应计盈余管理对舞弊企业来说是经济且必要的。随着各方信息使用者对现金流关注度的提高,舞弊企业利用现金流操控来掩盖应计盈余管理时,可能会以“充沛”的现金流向信息使用者释放出一种企业盈余质量高的信号(Sloan,1996;石晓乐等,2009),从而获取更高的舞弊收益。另一方面,相对于应计盈余管理,现金流操控的空间较大,且操控手段比较隐蔽,在短期内不易被发现(郭慧婷等,2011);同时,操控成本加大,不值得“小打小闹”,因而现金流操控的幅度往往较大。基于风险分散与效益最大化的考虑,管理层在现金流操控的同时会配合实施应计盈余管理,但由于应计盈余管理被识别的可能性较高,舞弊企业可能会配合实施较小程度的应计盈余管理。基于此,本文提出如下假设:应计盈余管理与现金流操控之间具有双向非对称的互动影响,即现金流操控与应计盈余管理具有互动性,但在配合操控过程中,现金流操控的幅度往往大于应计盈余管理。

三、研究设计

(一)样本数据

本文选取2007—2018年我国A股上市公司作为研究样本,并剔除了以下观测值:(1)金融类上市公司。金融业的盈利模式与其他行业不同,财务报告的可比性不强。(2)被特别处理(ST)的公司。这类样本的盈余质量较低,无法满足利益相关者的信息需求。(3)数据缺失的公司。数据

缺失会干扰正常的数据分析,降低分析结果的可靠性。本文最终得到 24 729 个有效样本。数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。为了避免异常数值对回归结果的影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 *Winsorize* 处理,采用的数据处理软件为 *Stata15.0* 和 *Excel2016*。

(二) 变量定义

1. 现金流操控(CFOM)

经营活动现金流在公司总现金流中占比较大,记录频繁且易操控,是各种现金流操控的主要虚增对象(郭慧婷等,2015)。借鉴李彬等(2009)以及郭慧婷等(2015)的研究,本文使用经营活动现金流的操控程度来衡量现金流操控。孟艳玲等(2010)以及郭慧婷等(2015)采用经营活动现金流的实际值(CFO_i/TA_{t-1})与正常值($NCFO_i$)之差的绝对值来衡量经营活动现金流的操控程度,本文借鉴上述方法,计算过程如下:

$$\frac{CFO_i}{TA_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{TA_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{TA_{t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta S_{t-1}}{TA_{t-1}} + \alpha_5 \frac{TC_t}{TA_{t-1}} + \alpha_6 \frac{EC_t}{TA_{t-1}} + \alpha_7 \frac{OC_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$NCFO_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{S_t}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{\Delta S_t}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_4 \frac{\Delta S_{t-1}}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_5 \frac{TC_t}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_6 \frac{EC_t}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_7 \frac{OC_t}{TA_{t-1}} \quad (2)$$

$$CFOM_i = \left| \frac{CFO_i}{TA_{t-1}} - NCFO_i \right| \quad (3)$$

首先对模型(1)分年度分行业进行回归,得到系数估计值 $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4, \hat{\alpha}_5, \hat{\alpha}_6$ 和 $\hat{\alpha}_7$,代入模型(2)得到企业经营活动现金流的正常值 $NCFO_i$,再使用模型(3)计算企业现金流操控的程度。 CFO_i 为当期企业经营活动现金流净额, TA_{t-1} 为上期企业资产总额, S_t 为当期企业销售收入, ΔS_t 为企业当期与上期销售收入的差额, TC 为各项税费开支, EC 为支付给职工以及为职工支付的现金, OC 为其他与经营活动有关的现金。

2. 应计盈余管理(AM)

借鉴 Dechow 和 Sloan(1995)的研究,本文以修正的琼斯模型来衡量企业的应计盈余管理程度,计算过程如下:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$NDA_t = \hat{\alpha}_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \quad (5)$$

$$AM_t = \left| \frac{TA_t}{A_{t-1}} - NDA_t \right| \quad (6)$$

首先对模型(4)分年度分行业进行回归,得到系数估计值 $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_3$,代入模型(5)得到企业正常的应计盈余,再用模型(6)计算企业应计盈余管理程度。 TA_t 为当期企业净利润与经营活动现金流净额的差额, A_{t-1} 为上期企业资产总额, ΔREV_t 为当期与上期企业主营业务收入的差额, ΔREC_t 为当期与上期企业应收账款的差额, PPE_t 为当期期末企业固定资产总额。

3. 控制变量(CONTROLS)

考虑到应计盈余管理与现金流操控影响因素的差异性,本文选取了不同的控制变量。对于应计盈余管理,借鉴李增福等(2011)以及吴秋生等(2018)的研究,本文控制了公司规模(*Size*,以企业总资产的自然对数来度量)、过度负债(*LEV*)、营业收入增长率(*Growth*,等于(当年当期营业收入-上年同期营业收入)/上年同期营业收入×100%)、资产收益率(*Roa*,等于净利润/总资产平均余额)、总资产周转率(*Turn*,等于营业收入净额/平均资产总额×100%)、股权集中度(*Gqjz*,以第一大股东持股比例来度量)和高管持股比例(*Owner*,等于管理层持股数/总股数×100%)。对于现

金流操控,借鉴张俊瑞等(2007)以及郭慧婷等(2011)的研究,本文控制了公司规模(*Size*)、过度负债(*LEVB*)、营业收入增长率(*Growth*)、资产收益率(*Roa*)、每股净资产增长率(*Per*,等于当年净资产增长额/发行在外普通股股数×100%)、股权制衡度(*Gqzh*,以第二至第十大股东持股比例来度量)、董事会规模(*Dsize*,以董事会人数的自然对数来度量)和高管薪酬(*Income*,以高层管理人员取得的薪酬总额的自然对数来度量)。本文还控制了年份(*YEAR*,2007—2018年)与行业(*IND*,依据证监会行业分类标准2012版)。

(三)模型设定

应计盈余管理与现金流操控可能存在相互影响,能否缓解内生性问题直接关系到研究结果的可靠性,联立方程模型为缓解主要变量之间的内生性问题提供了新思路。对于联立方程模型,既可以采用单一方程估计,又可以采用系统估计,其中系统估计可以提高估计结果的一致性与有效性。统计实验表明,采用三阶段最小二乘法(3SLS)来估计联立方程模型的系数,可以很好地剔除变量之间的相互影响,提高研究结果的可靠性。因此,本文建立联立方程模型来探究应计盈余管理与现金流操控的内在互动关系,并采用三阶段最小二乘法来估计模型系数。

为了检验应计盈余管理与现金流操控具有互补关系以及上述影响的方向性与对称性,本文建立了如下联立方程模型:

$$\begin{cases} CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 Size + \alpha_3 LEVB + \alpha_4 Per + \alpha_5 Growth + \alpha_6 Roa \\ \quad + \alpha_7 Gqzh + \alpha_8 Dsize + \alpha_9 Income + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\ AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 Size + \beta_3 Turn + \beta_4 LEVB + \beta_5 Growth + \beta_6 Roa \\ \quad + \beta_7 Gqjz + \beta_8 Owner + \sum YEAR + \sum IND + \mu \end{cases} \quad (7)$$

四、实证结果分析

(一)描述性统计

描述性统计结果显示,现金流操控程度与应计盈余管理程度的均值分别为0.071和0.061,均大于0,说明本文样本在不同程度上实施了现金流操控与应计盈余管理,样本具有代表性;现金流操控的四分位数取值与最大值(0.022、0.049、0.093和0.406)均大于应计盈余管理的四分位数取值与最大值(0.019、0.042、0.080和0.374),^①企业的现金流操控程度整体上高于应计盈余管理。这说明在“现金为王”的今天,利益相关者对现金流的重视程度甚至超过了对盈余的重视。企业过度负债的中位数与3/4分位数分别为-0.016和0.101,说明超过四分之一但不足半数的企业都出现了过度负债问题,这将会严重诱发管理层的财务操纵行为,这类过度负债企业应引起监管部门的重点关注。其他变量的描述性统计结果与现有研究基本保持一致(郭慧婷等,2011;吴秋生等,2018)。

(二)相关性检验

本文对主要变量进行了Pearson相关性检验。结果显示,仅有*CFOM*与*AM*以及*Income*与*Size*的相关系数大于0.4,但也没有超过0.6,其他变量间的相关系数均小于0.4,因此变量之间不存在严重的多重共线性问题。变量*CFOM*与*AM*存在显著的相关关系,且方向为正,为本文研究假设提供了证据支持。这也说明,在研究设计中应重点关注并缓解*CFOM*与*AM*相互影响而可能产生的内生性问题。*Owner*与*CFOM*以及*Owner*与*AM*的相关系数均在1%的水平上显著为负,说明管理层持股起到激励作用,降低了企业的应计盈余管理与现金流操控水平。此外,*Size*、

^① 括号内的数字分别对应现金流操控与应计盈余管理的1/4分位数、中位数、3/4分位数和最大值。

Dsize、*Income* 与现金流操控表现出负相关关系,说明规模越大、董事会制度越健全、管理层薪酬越高,企业的现金流操控程度越低。*Size*、*Roa*、*Gqzh*、*Income* 与应计盈余管理表现出负相关关系,说明规模越大、盈利能力越强、股权制衡度越高、管理层薪酬越高,企业的应计盈余管理水平越低。上述相关关系说明,企业更加关注自身长远发展时,会注重提高自身的经营管理水平,而不是采取机会主义行为。

(三)回归分析

对于联立方程模型,既可以采用单一方程估计,也可以采用系统估计。为了保证估计结果的一致性与有效性,本文采用三阶段最小二乘法(3SLS)对联立方程模型进行系统估计;同时,为了检验研究结果的稳健性与估计方法的差异性,分别采用两阶段最小二乘法(2SLS)与普通最小二乘法(OLS)进行单一方程估计,回归分析结果见表1。其中,列(1)和列(2)为采用3SLS对联立方程模型(7)的回归分析结果,对研究假设进行了检验。可以看到,应计盈余管理对现金流操控的回归系数为2.911,在1%的水平上显著为正;现金流操控对应计盈余管理的回归系数为0.870,也在1%的水平上显著为正。这说明应计盈余管理与现金流操控存在互补关系。但应计盈余管理变动1个单位会导致现金流操控变动2.911个单位,而现金流操控变动1个单位仅导致应计盈余管理变动0.870个单位,这种关系表现出非对称性。与3SLS的完全信息估计相比,2SLS只是一种有限信息估计。但在大样本下,2SLS的拟合结果已经接近无偏与有效,也是一种较为有效的估计方法。列(3)和列(4)为采用2SLS对联立方程模型(7)的回归分析结果。可以看到,应计盈余管理对现金流操控的回归系数为2.895,在1%的水平上显著为正;现金流操控对应计盈余管理的回归系数为0.869,也在1%的水平上显著为正。这与3SLS的估计结果基本一致,说明研究结论具有稳健性。OLS估计没有利用单一方程以外的任何信息,是一种非一致性估计。列(5)和列(6)为采用OLS对联立方程模型(7)的回归分析结果。可以看到,应计盈余管理对现金流操控的回归系数为0.594,在1%的水平上显著为正;现金流操控对应计盈余管理的回归系数为0.513,也在1%的水平上显著为正。回归结果反映出应计盈余管理与现金流操控之间存在双向影响,具有互补关系,但没有发现这种关系的非对称性,这可能是OLS估计方法的有偏性与不一致性所导致的。

表1 应计盈余管理与现金流操控相互关系的回归结果

	3SLS		2SLS		OLS	
	CFOM	AM	CFOM	AM	CFOM	AM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AM	2.911*** (14.331)		2.895*** (14.175)		0.594*** (102.110)	
CFOM		0.870*** (18.688)		0.869*** (18.598)		0.513*** (103.188)
CONTROLS	控制	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR 和 IND	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	24 729	24 729	24 729	24 729	24 729	24 729
R ²	-3.809 ^①	0.226	-3.750	0.228	0.352	0.360

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为z值或t值。

① Sribney等(2005)研究发现,在2SLS和3SLS中,R²可能是负数,即出现RSS>TSS的情况,但这对模型评估不产生任何影响。

(四)进一步分析

1. 过度负债对应计盈余管理与现金流操控关系的影响

现阶段我国企业对债务融资仍具有很强的依赖性,举债是其缓解融资约束的主要途径(刘芹,2012;薄澜等,2014)。然而,企业通过筹资、投资和经营活动所获取的货币资金无法清偿其债务本息时,就会形成过度负债(陆正飞等,2015)。信号传递理论表明,过度负债会向外界传递出企业经营发展状况不好的信号,从而引起债权人的高度关注。在债务融资之前,银行、债券机构等债权人会对企业的信贷状况进行评估。如果评估发现企业存在过度负债现象,信贷部门就会减小贷款额度,缩短贷款期限,提高贷款利率,也可能需要企业提供抵押,甚至不发放贷款(陆正飞等,2008;李增福等,2011)。在获得债务融资之后,债权人出于资金安全的考虑,会继续对贷款企业进行监控。如果贷款企业传递出过度负债的信号,债权人会依据债务契约条款对其经营投资活动进行限制。为了降低债务融资成本并减轻债务违约后果,管理层有着强烈的财务操纵动机以掩盖企业过度负债的事实。现有研究发现,应计盈余管理与现金流操控存在共同的债务压力动机(张玲等,2009;尹彦力等,2010;池兆念,2012),两者的联合可能会为过度负债企业带来更高的舞弊收益,从而进一步强化两者之间的互补关系(王良成,2014)。Drobotz 和 Wanzenried(2006)以及 Denis 和 Mckeeon(2012)认为,企业存在一个最优杠杆率,是否过度负债是由其实际杠杆率与最优杠杆率共同决定的。当实际杠杆率超过最优杠杆率时,企业才会形成过度负债。为了掩盖过度负债的事实,企业通常会隐瞒实际杠杆率,虚增目标杠杆率。

企业的实际杠杆率是由其资产总额与负债总额共同决定的,在负债总额一定的情况下,虚增企业的资产规模可以减小企业的实际杠杆率。一方面,应计盈余管理在利用会计估计与会计政策所赋予的自主选择空间来调节企业盈余的同时,也会对包括现金在内的资产规模产生影响(张祥建等,2006),随着应计盈余管理程度的增加,更加需要现金流操控的配合。另一方面,现金流操控在引起现金流量变动的同时,必然会引起企业资产或收入费用的变动(郭慧婷等,2014)。例如,在关联方交易中,企业可以通过低买高卖、高价出售不良资产或夸大交易等不公允的定价手段虚增现金流入量,在现金流增大的同时,企业资产规模也会虚增;再如,通过推迟应付账款还款期限或降低广告费支出等方式可以减小当期企业的现金流出量,增大总的现金流,企业的资产总额也会虚增;又如,通过虚构交易等极端手段对现金流进行操控,也会在不同程度上虚增企业资产规模,随着现金流操控程度的增大,更加需要配合实施应计盈余管理来分散风险并降低操控成本。总之,为了掩盖过度负债的事实,企业会强化应计项目与现金流的配合操纵,以隐瞒企业的实际杠杆率。

企业的最优杠杆率是由其内部特征与外部环境共同决定的,与企业的所有权性质、盈利能力和发展能力等息息相关,较强的盈利能力和良好的发展前景可以提高企业的最优杠杆率。盈利水平和现金持有量是企业盈利能力和发展能力的重要表现(郭慧婷等,2011;方红星等,2014),因而管理层有很强的动机对应计盈余和现金流同时进行操纵,通过联合舞弊向债权人传递出企业盈利能力强和发展前景好的虚假信号。同时,最优杠杆率是基于企业长期发展能力的考虑,管理层在达成财务舞弊目标的同时,也会尽可能减小舞弊行为对企业长期发展的损害,从而进一步强化应计盈余管理与现金流操控的配合。总之,为了掩盖过度负债的事实,企业会强化应计项目与现金流的配合操纵,以虚增最优杠杆率。由上可知,为了减轻过度负债对企业债务融资等产生的负面影响,管理层有强烈的动机对应计项目和现金流进行联合操纵。

为了检验过度负债对应计盈余管理与现金流操控关系的影响,借鉴 Uysal(2011)以及陆正飞等(2015)的研究,本文以实际杠杆率减去最优杠杆率的差值来衡量企业的过度负债水平。首先,

采用 Tobit 模型来估算企业的最优杠杆率, 具体回归方程如下:

$$BLEV_t = \alpha_0 + \alpha_1 SOE_{t-1} + \alpha_2 Size_{t-1} + \alpha_3 Roa_{t-1} + \alpha_4 IND_LEV_{t-1} + \alpha_5 Fata_{t-1} + \alpha_6 Growth_{t-1} + \alpha_7 SHRCR1_{t-1} \quad (8)$$

然后, 采用实际杠杆率 (Lev , 等于年末负债总额/年末资产总额 $\times 100\%$) 减去估算的最优杠杆率 ($BLEV$), 得到企业的过度负债水平 (LEV_B)。模型 (8) 中控制了企业产权性质 (SOE)、企业规模 ($Size$)、盈利能力 (Roa)、实际杠杆率的行业中位数 (IND_LEV)、资产有形性 ($Fata$)、企业发展能力 ($Growth$) 和第一大股东持股比例 ($SHRCR1$), 这些因素对企业实际杠杆率具有持续可靠的影响。在此基础上, 首先建立模型 (9) 和模型 (10), 分别检验过度负债对应计盈余管理与现金流操控的单独影响, 然后在联立方程模型 (7) 中引入应计盈余管理与过度负债的交乘项 (AM_LEV_B) 以及现金流操控与过度负债的交乘项 ($CFOM_LEV_B$), 建立联立方程模型 (11), 具体如下:

$$AM = \beta_0 + \beta_1 LEV_B + \beta_2 Size + \beta_3 Turn + \beta_4 Owner + \beta_5 Growth + \beta_6 Roa + \beta_7 Gqjz + \sum YEAR + \sum IND + \mu \quad (9)$$

$$CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 LEV_B + \alpha_2 Size + \alpha_3 Income + \alpha_4 Per + \alpha_5 Growth + \alpha_6 Roa + \alpha_7 Gqzh + \alpha_8 Dsize + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (10)$$

$$\begin{cases} CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 LEV_B + \alpha_3 AM_LEV_B + \alpha_4 Size + \alpha_5 Income + \alpha_6 Per + \alpha_7 Growth + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Gqzh + \alpha_{10} Dsize + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\ AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 LEV_B + \beta_3 CFOM_LEV_B + \beta_4 Size + \beta_5 Turn + \beta_6 Owner + \beta_7 Growth + \beta_8 Roa + \beta_9 Gqjz + \sum YEAR + \sum IND + \mu \end{cases} \quad (11)$$

本文首先对模型 (9) 和模型 (10) 进行固定效应回归分析, 结果见表 2 中列 (1) 和列 (2)。可以看到, 过度负债对现金流操控的回归系数为 0.005, 在 5% 的水平上显著为正。这说明企业过度负债问题越严重, 现金流操控程度越大。过度负债对应计盈余管理的回归系数为 0.005, 在 5% 的水平上显著为正。这说明企业过度负债问题越严重, 应计盈余管理程度越大。可见, 过度负债是企业实施应计盈余管理与现金流操控共同的动机。然后采用 3SLS 对联立方程模型 (11) 进行回归分析, 结果见表 2 中列 (3) 和列 (4)。可以看到, 过度负债强化了应计盈余管理对现金流操控的正向影响 (应计盈余管理与过度负债的交乘项系数为 0.231, 在 1% 的水平上显著), 也强化了现金流操控对应计盈余管理的正向影响 (现金流操控与过度负债的交乘项系数为 0.102, 在 1% 的水平上显著)。因此, 过度负债会强化应计盈余管理与现金流操控之间的互动关系。

2. 产权性质对应计盈余管理与现金流操控关系的影响

产权性质是企业的核心属性, 国有企业与非国有企业在发展目标等诸多方面存在差异 (姜付秀等, 2014)。现有研究发现, 与国有企业相比, 非国有企业的盈余管理程度更高

表 2 过度负债调节作用的回归结果

	CFOM	AM	CFOM	AM
	(1)	(2)	(3)	(4)
AM			2.875*** (14.265)	
CFOM				0.865*** (18.040)
AM_LEV_B			0.231*** (2.927)	
CFOM_LEV_B				0.102*** (4.189)
LEV_B	0.005** (2.061)	0.005** (2.224)	-0.026*** (-3.060)	-0.006** (-2.070)
CONTROLS	控制	控制	控制	控制
YEAR 和 IND	控制	控制	控制	控制
N	24 729	24 729	24 729	24 729
R ²	0.060	0.051	-3.568	0.224

注: *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 z 值或 t 值。

(闫婉姝等, 2017; 张友裳等, 2017)。就财务操纵的动机而言, 国有企业天然的政治关联使其更容易获得长期大额贷款(陈冬华等, 2012; 刘慧婷等, 2018)、政府补助与财政补贴(Faccio, 2006)、税收减免(闫婉姝等, 2017)以及政府采购合同(Goldman等, 2013)等, 具有更好的资源与发展机会; 此外, 国有企业拥有政府的隐形担保与兜底式资金支持, 财务风险与破产风险相对较小(陆正飞等, 2015)。因此, 国有企业的财务操纵动机较弱。而非国有企业一直存在融资难融资贵的问题, 受到很强的债务约束(吴祖光等, 2011), 而且财务风险与诉讼风险较高, 面临较大的经营压力(闫婉姝等, 2017)。因此, 非国有企业管理层有强烈的动机粉饰与调整会计数字, 向外界传递出企业经营发展状况好的信号, 以谋取更多的资源与发展机会。同时, 非国有企业高管的薪酬与企业经营业绩直接挂钩, 在绩效奖励与薪酬激励下, 往往会进行财务操纵以迎合财务考核指标。而国有企业高管除了经营业绩要求外, 还承担了一些战略性与社会性的政策要求, 财务报告结果并不是唯一的考核标准(姜付秀等, 2014)。这也弱化了国有企业管理层为获取个人私利而进行财务操纵的动机。可见, 与国有企业相比, 非国有企业的财务操纵动机更强。就财务操纵的后果而言, 刘继红(2009)发现审计师可以识别企业财务操纵的程度, 特别是国有企业, 当国有企业的财务操纵程度较高时, 被出具非标准审计意见的可能性也较高。同时, 国有企业高管兼具企业管理者与政府官员的双重身份, 除了债权人等利益相关者的监督外, 还接受国资委等政府管理部门的监管, 虚增利润、虚假交易或不实披露等财务操纵行为一旦曝光, 将会受到严重的处罚, 晋升之路也会受到阻碍。出于维护自身声誉的考虑, 国有企业高管会慎重进行财务操纵。可见, 与国有企业相比, 非国有企业财务操纵的后果相对较轻。由上可知, 与国有企业相比, 非国有企业更可能进行财务操纵。

本文引入了企业产权性质的虚拟变量(SOE), 当企业为国有性质时, SOE取值为1, 否则为0。本文在联立方程模型(7)中引入应计盈余管理与企业产权性质的交乘项(AM_SOE)以及现金流操控与企业产权性质的交乘项(CFOM_SOE), 建立联立方程模型(12), 采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行系统估计。表3中列(1)和列(2)为企业产权性质调节作用的回归分析结果。可以看到, 国有产权性质弱化了应计盈余管理对现金流操控的正向影响(应计盈余管理与企业产权性质的交乘项系数为-1.114, 在1%的水平上显著), 也弱化了现金流操控对应计盈余管理的正向影响(现金流操控与企业产权性质的交乘项系数为-0.377, 在1%的水平上显著)。因此, 与国有企业相比, 非国有企业的应计盈余管理与现金流操控具有更强的互补关系, 财务操纵行为更加复杂。

$$\begin{cases} CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 SOE + \alpha_3 AM_SOE + \alpha_4 Size + \alpha_5 LEVB + \alpha_6 Per + \alpha_7 Growth \\ \quad + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Gqzh + \alpha_{10} Dsize + \alpha_{11} Income + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\ AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 SOE + \beta_3 CFOM_SOE + \beta_4 Size + \beta_5 Turn + \beta_6 LEVB \\ \quad + \beta_7 Growth + \beta_8 Roa + \beta_9 Gqjz + \sum YEAR + \sum IND + \mu \end{cases} \quad (12)$$

表3 产权性质与独立董事占比调节作用的回归结果

	产权性质			独立董事占比	
	CFOM	AM		CFOM	AM
	(1)	(2)		(3)	(4)
AM	2.401*** (16.977)		AM	73.971*** (5.779)	
CFOM		1.082*** (17.285)	CFOM	43.386*** (6.808)	

续表 3 产权性质与独立董事占比调节作用的回归结果

	产权性质			独立董事占比	
	CFOM	AM		CFOM	AM
	(1)	(2)		(3)	(4)
SOE	0.081*** (8.770)	0.025*** (5.463)	Duli	0.117*** (5.793)	0.078*** (6.764)
AM_SOE	-1.114*** (-8.263)		AM_Duli	-1.885*** (-5.775)	
CFOM_SOE		-0.377*** (-6.412)	CFOM_Duli		-1.098*** (-6.774)
CONTROLS	控制	控制	CONTROLS	控制	控制
YEAR 和 IND	控制	控制	YEAR 和 IND	控制	控制
N	24 729	24 729	N	24 729	24 729
R ²	-1.324	0.129	R ²	-287.396	-142.626

注: *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 z 值。

3. 公司治理机制对应计盈余管理与现金流操控关系的影响

应计盈余管理与现金流操控的相互配合提高了企业财务操纵行为的隐蔽性, 加大了政府监管难度, 严重损害了投资者权益。如何通过有效的内部治理来抑制管理层的财务操纵行为? 监督与激励是两条有效的途径(高雷等, 2011; 路军伟等, 2015)。作为内部监督与激励的重要方式, 独立董事占比、内部控制与管理层持股能否减少企业财务操纵, 提高企业财务信息质量?

(1) 独立董事占比对应计盈余管理与现金流操控关系的影响。我国上市公司的股权高度集中, 使得上市公司往往处在少数控股股东的绝对控制下, 控股股东对中小股东的利益侵占问题十分突出(宁向东等, 2012)。为了掩盖对中小股东的利益侵占, 控股股东有很强的动机联合管理层进行财务操纵。建立独立董事制度的初衷就是为了缓解上述问题, 通过引入独立的第三方, 赋予其监督与咨询的职能, 以制衡控股股东的权利, 减小控股股东与管理层合谋的可能性, 切实保护中小股东利益。现有研究表明, 独立董事确实能够发挥监督与咨询作用, 改善公司治理(Villiers 和 Naiker, 2011; 叶康涛等, 2007)。支晓强等(2005)研究发现, 独立董事能够有效识别上市公司的盈余管理行为。因此, 独立董事可能会有效减小管理层与控股股东的财务操纵空间, 抑制企业的应计盈余管理与现金流操控行为。本文借鉴李燕媛等(2012)的研究, 采用独立董事占比(Duli, 等于独立董事人数与董事会人数的比值)来衡量企业董事会独立性。本文在联立方程模型(7)中引入应计盈余管理与独立董事占比的交乘项(AM_Duli)以及现金流操控与独立董事占比的交乘项(CFOM_Duli), 建立联立方程模型(13), 采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行系统估计。表 3 中列(3)和列(4)为独立董事占比调节作用的回归分析结果。可以看到, 独立董事占比弱化了应计盈余管理对现金流操控的正向影响(应计盈余管理与独立董事占比的交乘项系数为-1.885, 在 1% 的水平上显著), 也弱化了现金流操控对应计盈余管理的正向影响(现金流操控与独立董事占比的交乘项系数为-1.098, 在 1% 的水平上显著)。可见, 独立董事能够发挥内部监督的作用, 弱化应计盈余管理与现金流操控之间的互补关系。

$$\begin{cases}
 CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 Duli + \alpha_3 AM_Duli + \alpha_4 Size + \alpha_5 LEVB + \alpha_6 Per + \alpha_7 Growth \\
 \quad + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Gqzh + \alpha_{10} Dsize + \alpha_{11} Income + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\
 AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 Duli + \beta_3 CFOM_Duli + \beta_4 Size + \beta_5 Turn + \beta_6 LEVB \\
 \quad + \beta_7 Growth + \beta_8 Roa + \beta_9 Gqjz + \sum YEAR + \sum IND + \mu
 \end{cases} \quad (13)$$

(2)内部控制对应计盈余管理与现金流操控关系的影响。构建内部控制体系的一大目标就是为企业财务报告信息的真实可靠性提供合理保证。管理层或控股股东不可能堂而皇之地虚假披露与操纵会计信息,内部控制通过对生产经营管理等各个环节的监督与约束,提高了管理层与控股股东的财务操纵成本,减小了财务操纵空间(高雷等,2009;杨德明等,2009)。Goh等(2011)以及Mitra等(2013)研究发现,内部控制可以提高企业会计信息的稳健性,有效抑制管理层会计政策选择的机会主义倾向。杨德明等(2009)、张军等(2009)以及王超恩等(2015)也得出了类似的结论,认为有效的内部控制可以抑制管理层与控股股东的财务操纵行为,提高盈余质量。因此,内部控制这一内部监督手段很可能有效减小管理层与控股股东的财务操纵空间,减少企业的应计盈余管理与现金流操控行为。本文借鉴周美华等(2016)的研究,采用迪博内部控制指数(IC)来衡量企业内部控制有效性。在联立方程模型(7)中引入应计盈余管理与内部控制的交乘项(AM_IC)以及现金流操控与内部控制的交乘项(CFOM_IC),建立联立方程模型(14),采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行系统估计。表4中列(1)和列(2)为内部控制调节作用的回归分析结果。可以看到,内部控制弱化了应计盈余管理对现金流操控的正向影响(应计盈余管理与内部控制的交乘项系数为-0.669,在1%的水平上显著),也弱化了现金流操控对应计盈余管理的正向影响(现金流操控与内部控制的交乘项系数为-0.191,在1%的水平上显著)。可见,内部控制能够发挥内部监督作用,弱化应计盈余管理与现金流操控之间的互补关系。

$$\begin{cases} CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 IC + \alpha_3 AM_IC + \alpha_4 Size + \alpha_5 LEVB + \alpha_6 Per + \alpha_7 Growth \\ \quad + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Gqzh + \alpha_{10} Dsize + \alpha_{11} Income + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\ AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 IC + \beta_3 CFOM_IC + \beta_4 Size + \beta_5 Turn + \beta_6 LEVB \\ \quad + \beta_7 Growth + \beta_8 Roa + \beta_9 Gqjz + \beta_{10} Owner + \sum YEAR + \sum IND + \mu \end{cases} \quad (14)$$

表4 内部控制与管理层持股调节作用的回归结果

	内部控制			管理层持股	
	CFOM	AM		CFOM	AM
	(1)	(2)		(3)	(4)
AM	5.322*** (5.681)		AM	2.916*** (14.323)	
CFOM		1.826*** (11.202)	CFOM		0.954*** (18.620)
IC	0.056*** (4.613)	0.017*** (6.966)	Owner	0.002*** (5.653)	0.001*** (6.836)
AM_IC	-0.669*** (-4.671)		AM_Owner	-0.043*** (-5.886)	
CFOM_IC		-0.191*** (-7.730)	CFOM_Owner		-0.013*** (-7.438)
CONTROLS	控制	控制	CONTROLS	控制	控制
YEAR和IND	控制	控制	YEAR和IND	控制	控制
N	24 729	24 729	N	24 729	24 729
R ²	-2.479	0.044	R ²	-3.346	0.168

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为z值。

(3)管理层持股对应计盈余管理与现金流操控关系的影响。应计盈余管理与现金流操控可以在短期内改变企业财务报告结果,为企业带来舞弊收益。但就长期而言,不论是应计盈余管理

还是现金流操控,都会降低企业经营绩效与价值,阻碍企业发展(Graham等,2005;尹彦力等,2010;王福胜等,2014;周冬华等,2016),问题的根源就在于现代公司组织形式下的代理问题。一方面,企业的经营权与所有权分离,导致管理层与股东的利益不一致,因而会促使管理层进行财务操纵以满足个人私利。管理层持股赋予了管理人员股东的身份,使其享有了剩余收益的分配权,将其利益与股东、企业的利益紧密相连;同时,利益协同使管理层更加注重企业的长期发展,激励其努力工作,通过提升企业价值而非财务操纵等短视手段来提高自身收益(高雷等,2011)。另一方面,控股股东的控制权与现金流权分离,导致其与中小股东的利益不一致,因而会促使控股股东联合管理层进行财务操纵以满足个人私利。获得股权激励的管理层为了企业的长期发展与自身的长远利益,往往不愿意与控股股东合谋,而且会采取积极措施阻止控股股东的财务操纵行为(陈泽艺等,2018)。因此,管理层持股这一内部激励手段很可能有效抑制管理层的财务操纵动机,减少企业的应计盈余管理与现金流操控行为。本文借鉴高敬忠等(2013)的研究,采用管理层持股比例(*Owner*,等于管理层持股总数与公司发行在外的普通股总数的比值)来衡量管理层持股特征。在联立方程模型(7)中引入应计盈余管理与管理层持股比例的交乘项(*AM_Owner*)以及现金流操控与管理层持股比例的交乘项(*CFOM_Owner*),建立联立方程模型(15),采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行系统估计。表4中列(3)和列(4)为管理层持股调节作用的回归分析结果。可以看到,管理层持股弱化了应计盈余管理对现金流操控的正向影响(应计盈余管理与管理层持股的交乘项系数为-0.043,在1%的水平上显著),也弱化了现金流操控对应计盈余管理的正向影响(现金流操控与管理层持股的交乘项系数为-0.013,在1%的水平上显著)。可见,管理层持股能够发挥内部监督作用,弱化应计盈余管理与现金流操控之间的互补关系。

$$\begin{cases} CFOM = \alpha_0 + \alpha_1 AM + \alpha_2 Owner + \alpha_3 AM_Owner + \alpha_4 Size + \alpha_5 LEVB + \alpha_6 Per + \alpha_7 Growth \\ \quad + \alpha_8 Roa + \alpha_9 Gqzh + \alpha_{10} Dsize + \alpha_{11} Income + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \\ AM = \beta_0 + \beta_1 CFOM + \beta_2 Owner + \beta_3 CFOM_Owner + \beta_4 Size + \beta_5 Turn + \beta_6 LEVB \\ \quad + \beta_7 Growth + \beta_8 Roa + \beta_9 Gqjz + \sum YEAR + \sum IND + \mu \end{cases} \quad (15)$$

(五)稳健性检验

1. 变量替换

Roychowdhury(2006)、Lee(2012)以及周冬华等(2014)认为,经营活动现金流是企业收入及其变化的函数,并以此为依据来衡量现金流操控程度。为了验证研究结论的可靠性,本文借鉴上述研究,替换了现金流操控程度的衡量指标。计算过程如下:

$$\frac{CFO_t}{TA_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{TA_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$NCFO_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{S_t}{TA_{t-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{\Delta S_t}{TA_{t-1}} \quad (17)$$

$$CFOM_t = \left| \frac{CFO_t}{TA_{t-1}} - NCFO_t \right| \quad (18)$$

首先对模型(16)分年度分行业进行回归,得到系数估计值 $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_3$,代入模型(17)得到企业正常的经营活动现金流 *NCFO*,使用模型(18)计算企业的现金流操控程度。其中,*CFO_t*为当期企业经营活动现金流净额,*TA_{t-1}*为上期企业资产总额,*S_t*为当期企业销售收入, ΔS_t 为当期与上期企业销售收入的差额。

表5为采用现金流操控新的衡量指标对联立方程模型(7)的回归分析结果。列(1)和列(2)为采用3SLS的回归分析结果,应计盈余管理对现金流操控的回归系数为5.611,在1%的水平上

显著为正, 现金流操控对应计盈余管理的回归系数为 0.742, 也在 1% 的水平上显著为正, 说明应计盈余管理与现金流操控存在双向且非对称的互补关系。列(3)和列(4)为采用 2SLS 的回归分析结果, 与 3SLS 的估计结果基本一致。列(5)和列(6)为采用 OLS 的回归分析结果, 也反映出应计盈余管理与现金流操控之间存在互补关系。因此, 本文研究结果具有较强的稳健性。

表 5 变量替换的稳健性检验结果

	3SLS		2SLS		OLS	
	CFOM	AM	CFOM	AM	CFOM	AM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AM	5.611*** (14.657)		5.705*** (14.854)		0.663*** (97.134)	
CFOM		0.742*** (24.728)		0.740*** (24.554)		0.429*** (101.704)
CONTROLS YEAR 和 IND	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制
N	27 170	27 170	27 170	27 170	27 170	27 170
R ²	-12.645	0.203	-13.136	0.205	0.330	0.337

注: *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 z 值或 t 值。

2. 区分应计盈余管理方向

根据应计盈余调整方向的不同, 应计盈余管理可以分为调增盈余的正向应计盈余管理与调减盈余的负向应计盈余管理(Hribar 和 Nichols, 2007)。不同的盈余调整方向体现了管理层不同的操纵动机, 区分应计盈余管理的方向可以提高研究结论的可靠性(许文静等, 2018)。本文将研究样本按照应计盈余管理的方向分为两组, 即实施负向应计盈余管理的样本组与实施正向应计盈余管理的样本组, 重新对联立方程模型(7)采用 3SLS 进行回归分析。结果见表 6, 其中列(1)和列(2)为负向应计盈余管理样本的回归分析结果, 列(3)和列(4)为正向应计盈余管理样本的回归分析结果。可以看到, 不论是正向的还是负向的应计盈余管理, 都与现金流操控表现出双向且非对称的互补关系, 说明研究结论具有较强的稳健性。但正向应计盈余管理变动 1 个单位会导致现金流操控变动 2.876 个单位, 而负向应计盈余管理变动 1 个单位只会导致现金流操控变动 1.102 个单位; 同时, 现金流操控变动 1 个单位会导致正向应计盈余管理变动 1.334 个单位, 但仅导致负向应计盈余管理变动 0.367 个单位。可见, 负向应计盈余管理与现金流操控之间的互补关系小于正向应计盈余管理。这说明企业在实施正向应计盈余管理时, 更加需要现金流操控的配合, 优化企业现金流的动机更强, 进一步支持了本文的理论分析。

表 6 区分应计盈余管理方向的稳健性检验结果

	负向应计盈余管理		正向应计盈余管理	
	CFOM	AM	CFOM	AM
	(1)	(2)	(3)	(4)
AM	1.102*** (16.431)		2.876*** (8.623)	
CFOM		0.367*** (5.136)		1.334*** (21.068)
CONTROLS YEAR 和 IND	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制
N	13 458	13 458	11 271	11 271
R ²	0.188	0.410	-3.152	0.069

注: *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为 z 值。

五、结论与启示

随着应计制与现金制的融合, 企业的财务操纵已从单一的应计盈余管理发展到应计盈余管

理与现金流操控紧密配合的复杂阶段。由于研究方法的差异与局限性,对应计盈余管理与现金流操控相互关系的认识仍存在争议。本文选取 2007—2018 年我国 A 股上市公司为样本,通过建立联立方程模型,研究了应计盈余管理与现金流操控的内在互动关系。研究发现,应计盈余管理与现金流操控之间具有双向非对称的互动影响,即现金流操控与应计盈余管理之间具有互动性,但在配合操控过程中,现金流操控的幅度往往大于应计盈余管理;此外,当企业实施正向应计盈余管理时,两者之间会表现出更强的互动性。进一步研究发现,过度负债会强化两者之间的互动关系;与国有企业相比,非国有企业应计盈余管理与现金流操控的配合问题更加严重;作为公司治理的主要手段,内部控制、高管持股与独立董事占比对上述关系具有显著的抑制作用。

本文提出以下建议:第一,投资者、债权人等利益相关者在判断企业盈余质量时,应当注意应计盈余管理、债务压力与现金流操控的内在联动机制,不仅要判定应计盈余的真实性,更要判定现金流的真实性。第二,公司治理层不仅要重视应计盈余管理的治理,而且要通过完善独立董事制度、内部控制和高管股权激励等措施,强化现金流操控的治理;此外,要根据应计盈余管理、债务压力与现金流操控的内在联动机制,健全和优化内部控制等治理机制,以遏制财务操纵行为异化的趋势。第三,监管部门和外部审计不仅要加强对应计盈余管理的监管和审计,而且要加强对现金流操控的监管和审计,要特别重视过度负债企业与非国有企业应计盈余管理与现金流操控的相互配合问题;此外,不仅要从业计盈余管理和现金流操控自身的发生规律出发,而且要从应计盈余管理、债务压力与现金流操控的内在联动规律视角来评估和应对监管与审计风险。

主要参考文献:

- [1]池兆念. 盈余管理动机和现金流量操纵动机的融合与分离[J]. 南京审计学院学报, 2012, (4): 62—70.
- [2]王良成. 应计与真实盈余管理: 替代抑或互补[J]. 财经理论与实践, 2014, (2): 66—72.
- [3]吴联生, 薄仙慧, 王亚平. 现金流量在多大程度上被管理了——来自我国上市公司的证据[J]. 金融研究, 2007, (3): 162—174.
- [4]吴秋生, 郭檬楠, 张小芳. 真实盈余管理与应计盈余管理关系研究——基于现阶段我国企业所处环境的互动效应视角[J]. 南京审计大学学报, 2018, (1): 87—96.
- [5]张俊瑞, 董南雁, 郭慧婷. 应计制与现金制融合背景下的现金流操控——从盈余管理到现金流操控[J]. 山西财经大学学报, 2007, (11): 114—118.
- [6]Ball R, Shivakumar L. How much new information is there in earnings?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, 46(5): 975—1016.
- [7]Cohen D A, Zarowin P. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(1): 2—19.
- [8]Lee L F. Incentives to inflate reported cash from operations using classification and timing[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(1): 1—33.
- [9]Louis H. Earnings management and the market performance of acquiring firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 74(1): 121—148.
- [10]Nwaeze E T, Yang S S M, Yin Q J. Accounting information and CEO compensation: The role of cash flow from operations in the presence of earnings[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2006, 23(1): 227—265.
- [11]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335—370.

A Study on the Relationship between Accrual Earnings Management and Cash Flow Manipulation

Wu Qiusheng, Ma Wenqi

(School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Summary: Recently exposed financial fraud cases show that the financial manipulation means of enterprises are becoming more and more complex, showing the characteristics of the coordination between accrual earnings management and cash flow manipulation. However, the existing literature either ignores the particularity of cash flow manipulation based on cash basis and does not consider the difference between cash flow manipulation and real earnings management, or fails to alleviate the endogeneity between the two types of earnings management and pay no attention to the internal interaction and interaction mechanism between them.

Based on the understanding that cash flow manipulation is different from real earnings management, this paper selects Chinese A-share listed companies from 2007 to 2018 as research samples, and establishes the simultaneous equation model and adopts the three-stage least squares (3SLS) method to study the internal interaction between accrual earnings management and cash flow manipulation. It is found that there is a two-way asymmetric interaction between accrual earnings management and cash flow manipulation, that is, there is an interaction between cash flow manipulation and accrual earnings management, but in the process of cooperative control, the magnitude of cash flow manipulation is usually larger than the corresponding magnitude of accrual earnings management. When enterprises carry out positive accrual earnings management, the interaction between them will be stronger. Further research shows that excessive debt will further deepen the interaction between the two. Compared with state-owned enterprises, the coordination between accrual earnings management and cash flow manipulation in non-state-owned enterprises is more serious. Internal control, managerial stock holdings and proportion of independent directors, as the main means of corporate governance, have a significant inhibitory effect on the above relationship.

The main contributions of this paper are as follows: Firstly, by establishing a simultaneous equation model, this paper uses the 3SLS method to conduct an empirical analysis on the relationship between accrual earnings management and cash flow manipulation, which alleviates the endogeneity between variables and improves the scientificity of the research results. In addition, it deeply studies the interactive mechanism, focuses on the direction and symmetry of the above-mentioned relationship, and deepens the understanding of the relationship between accrual earnings management and cash flow manipulation. Secondly, this paper studies the regulating effect of the relationship between accrual earnings management and cash flow manipulation on debt stress motivation, and provides new evidence to clarify the regulatory focus of interactive fraud and reveal the internal linkage of the three major financial statements when financial fraud takes place. Finally, this paper is helpful to reveal the internal relationship between cash flow manipulation and accrual earnings management, as well as the interactive mechanism of the three major statements in the process of corporate financial manipulation. And it has enlightenment significance for comprehensively and accurately understanding the mutual influence and external influence of various financial manipulation behaviors, and building comprehensive and systematic governance, auditing, and supervision mechanism based on corporate financial manipulation.

Key words: accrual earnings management; cash flow manipulation; excessive debt; corporate governance

(责任编辑 康健)