

混合股权制衡度与真实盈余管理行为

祁怀锦¹,于 瑶¹,刘艳霞²

(1. 中央财经大学 会计学院,北京 100081;2. 北京化工大学 经济管理学院,北京 100029)

[摘要]混合所有制改革形成了非国有股与国有股相互制衡的股权结构。通过研究国有企业中非国有股权和国有股权相互制衡的程度与真实盈余管理行为的关系发现:混合股权制衡度显著抑制了国有企业的真实盈余管理行为,但当国有性质股权占比小于非国有性质股权占比时上述抑制作用减弱。另外,参与混合所有制改革的金融类、外资类股权相比民营类股权制衡度,对真实盈余管理行为发挥了更显著的治理作用。机制检验发现,混合股权制衡一方面通过提升业绩,提高对真实盈余管理动机的抑制作用,从而缓解了真实盈余管理行为;另一方面通过提升内部控制对真实盈余管理的抑制作用,降低了真实盈余管理行为。以上结论有助于深化国有企业混合所有制改革,为提升混改中的审计监管质量提供参考。

[关键词]混合所有制;股权制衡;真实盈余管理;非国有股东异质性;内部控制

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)05-0063-12

一、引言

证监会发布的2018年信息披露违法违规案件的情况说明,特别强调目前违规案件呈现财务造假手法隐蔽复杂的趋势,通过构造交易等对企业盈余进行操纵,即在会计准则国际趋同与相关法律不断完善的情况下,应计盈余管理的空间受到限制,真实盈余管理成为趋势^[1]。已有研究发现,我国国有控股企业比民营企业使用真实盈余管理方式进行盈余操控的行为更加频繁^[2-3],且进行真实盈余管理,企业需要承担对长期业绩损害的成本^[4-5],但由于国有企业所有者缺位等治理问题,真实盈余管理行为并未得到很好的遏制,这有悖于国有企业的长远利益。

混合所有制改革是实现国有企业保值增值的重要举措,其基本途径是形成国有与非国有股东相互制衡的股权结构,那么在非国有股权不断与国有企业融合形成相互制衡的股权结构过程中,国有企业真实盈余管理行为是否得到改善?混合股权制衡作用的发挥是否受到国有与非国有股权占比大小关系以及非国有股东异质性的影响?回答上述问题可以丰富对真实盈余管理影响因素的研究,加深对混合所有制改革的认识。

关于股权特征与盈余管理关系的研究已较为丰富,学者从控股股东行为、股权制衡度、股权性质等方面展开了研究^[6-9],而其中关于股权制衡度的分析主要针对第一、第二或前十大股东之间的关系,较少从国有与非国有股权之间的制衡度视角探讨对盈余管理的影响,而混合所有制改革则提供了一个国有与非国有股权制衡度动态变化的研究背景。关于混合所有制改革与盈余管理之间的关系,已有研究从非国有股东委派高管和非国有性质股权占比视角,以应计盈余管理程度作为被解释变量研究了混改的会计信息治理作用^[10],但相比应计盈余管理,真实盈余管理行为在国有企业内部更普遍,价值损害更大,且其尚未考虑不同性质非国有股权对盈余管理行为影响的差异。

为此,本文将从以下几个方面展开研究。第一,当形成国有与非国有股东相互制衡的股权结构时,非国有性质股东出于自身利益考量,有动机抑制危害公司长远利益的行为,公司治理与内部控制水平的提升可能产生抑制真实盈余管理的作用^[11]。同时业绩改善也可能降低管理层进行真实盈余管理的动机。第二,上述作用的发

[收稿日期]2020-01-02

[基金项目]财政部会计名家培养工程(财政部文件财会[2017]26);教育部人文社会科学研究规划基金项目(19A10034027);中央财经大学研究生科研创新基金项目(20192Y008)

[作者简介]祁怀锦(1963—),男,湖南临澧人,中央财经大学会计学院教授,博士生导师,从事公司治理、国企改革研究;于瑶(1991—),女,河北保定人,通讯作者,中央财经大学会计学院博士研究生,从事公司治理、国企改革研究,E-mail:626017411@qq.com;刘艳霞(1989—),女,内蒙古四子王旗人,北京化工大学经济管理学院讲师,博士,从事公司治理、资本市场改革研究。

挥是否与国有与非国有性质股权占比优势差异以及非国有股权异质性带来的不同股权制衡度有关。从非国有股权与国有股东股权占比优势变化看,当国有性质股东丧失绝对优势,非国有性质股东的逐利动机可能会被放大,那么股权制衡对真实盈余管理行为的抑制作用可能会变弱。从非国有股东异质性看,在将参与混合所有制改革的非国有性质股东划分为民营类、金融类和外资类后,诸多研究发现,金融类股东与外资类股东均表现出了对盈余管理良好的治理作用^[8,12-13],但民营性质股东参与混合所有制改革的效果则不明确,一方面民营性质股东发挥着提升国有企业效率的作用^[14-15],另一方面民营类股东有动机为谋求自身利益而损害国有企业价值^[16]。因此,本文将围绕上述两个方面问题进行验证分析,以期系统深入地探讨混合所有制改革形成的国有与非国有股权制衡度对真实盈余管理行为的影响。

本文可能的贡献包括:第一,丰富了关于真实盈余管理行为影响因素的相关文献。已有关于股权制衡与盈余管理行为的研究,主要关注应计盈余管理,且股权制衡集中于不同排名下大股东与其他股东之间制衡程度与盈余管理行为的关系,本文则讨论不同性质股东相互制衡对真实盈余管理行为的影响,以混改为背景分析了国有与非国有股东的制衡问题。第二,丰富了混合所有制改革经济后果相关的文献。已有研究发现混合所有制改革可以提升公司业绩,并可以抑制应计盈余管理行为,但对国企长期价值会产生损害的真实盈余管理行为尚未得到检验,本文发现混合所有制改革形成的混合股权制衡可以抑制真实盈余管理行为,且保持住国有股东的绝对优势更有利于上述作用的发挥。第三,丰富了股权异质性与公司治理相关的文献。已有研究发现外资类、金融类投资者均表现出了良好的公司治理作用,民营类投资者的公司治理作用则存在两种对立的观点,本文则从不同性质股权制衡度抑制真实盈余管理行为视角再次肯定了外资类、金融类相比民营类股权投资者的公司治理优势。

二、文献回顾

首先,多个大股东相互制衡的股权结构在诸多文献中已被证实存在良好的公司治理效应。股权分散导致单个股东不能很好地发挥监督管理层行为的作用,容易产生搭便车问题^[17],而形成多个大股东相互制衡的股权结构有助于改善公司绩效^[16,18]。也有研究发现对于减少大股东的掏空行为存在最优的股权制衡度水平^[19]。结合目前混合所有制改革背景发现,国企混改形成的混合股权融合度或制衡度会产生改善国有企业严重代理问题的公司治理效应,并对现金持有水平产生正向影响^[20],对国企绩效发挥着稳定且积极的作用^[21]。另外,以案例的形式分析混改过程中不同所有权属性股东的制衡机制,证实了民营参股股东的制衡作用有利于国企效率的提升^[15]。

其次,部分研究围绕股权特征对盈余管理变化进行了分析。控股股东质押会促使企业进行更多的真实盈余管理^[9]。国有企业控制权转移时更偏好向下的应计盈余管理^[6]。此外,股权集中度会影响管理者薪酬差距与盈余管理之间的关系^[7]。目前围绕混合所有制改革背景的研究发现,非国有股东委派董事有助于抑制国企应计盈余管理行为,但非国有股权占比的提升并未显现出相应的抑制效果^[10]。

最后,已有文献对不同性质的非国有股权在市场中所发挥的异质性作用也进行了分析,在克服内生性问题后发现,机构投资者抑制了公司盈余管理^[8],有更强的动力对管理层的行为进行监督^[22]。在对机构投资者进行更加细致的划分后发现,稳定型机构投资者能更好地抑制企业的盈余管理行为^[23]。另外,也有研究发现引入境外投资者有利于改善公司信息环境^[13]。结合目前混合所有制改革背景发现,国有与外资股东组合所体现出的股权制衡度对企业业绩的提升更加明显^[21],外资的加入相比民营类股权的加入对国企过度投资有更好的抑制作用^[24]。

基于上述已有研究发现:一方面,目前关于混合所有制改革过程中国有与非国有股权制衡度的经济后果研究主要关注企业绩效、现金持有水平等,而对会计信息质量的影响研究较少,即使涉及会计信息质量问题也主要关注应计盈余管理,但在国有企业内部真实盈余管理行为往往更加频繁,且对国企长期业绩产生损害;另一方面,关于异质性股东对企业经济行为的影响,更多的是单独分析,涉及不同性质股东公司治理效应比较的研究较少,有不同性质股权的比较研究,也往往仅涉及其中部分不同性质股权。不同性质的非国有股东自身利益或目的不同,使其对国有企业产生差异化的影响。综合上述两方面,本文围绕混合所有制改革过程中非国有与国有股东相互制衡的程度对真实盈余管理行为的影响展开研究,并分析非国有股东与国有股东相对优势转换以及非国有股东异质性对上述关系的影响。

三、理论分析与假设提出

(一) 混合股权制衡度对真实盈余管理行为的影响

本文将非国有股东与国有股东相互制衡的程度定义为混合股权制衡度,计算方式为前十大股东中国有与非国有股权之比,并以较大者为分母^[20,25]。该指标体现了由于混合所有制改革的深入,形成不同所有属性的股东相互制衡的程度,该指标越趋近于1,说明两类股权占比越接近,两者互相融合与制衡的程度越强。已有研究发现,混合所有制改革能够产生治理效应,提升内部控制质量,并带来企业业绩的提升^[26-27]。

我国国有控股企业通过真实盈余管理改善业绩的行为较为频繁^[2-3],而真实盈余管理对企业长期业绩产生损害,那么伴随着混合所有制改革的深入,所形成的国有与非国有相互制衡的股权结构是否能够抑制上述短期行为?一方面,从真实盈余管理的“动机观”视角来看,国有企业管理层之所以进行真实盈余管理,根本目的是为了掩盖公司利润降低或亏损的事实,以谋求个人职业发展利益。那么如果当公司业绩得到提升,管理层进行真实盈余管理的动机则得到极大缓解。已有研究已经证实,混合股权制衡对国企绩效发挥着稳定且积极的作用^[21],那么随着业绩的改善,管理层进行真实盈余管理的动机将得到缓解。另一方面,从对真实盈余管理的“监督观”视角来看,由于所有者缺位,国有企业管理者的代理问题较为严重,对公司长远利益的考量较少。内部控制制度往往难以发挥作用,当业绩不及预期,管理层为维护个人利益而采取侵害公司未来利益的真实盈余管理行为。随着混合所有制改革推进,非国有性质股权加入,其投资目的更多的并非是短期获益套现,而是能够深刻参与国有企业发展,因此基于非国有性质法人天然的逐利动机,在具有一定的话语权后,非国有股东有动机通过将优秀的公司治理与管理的方式、制度引入国有企业,并深入参与国有企业的公司治理与内部控制建设,从而对企业真实盈余管理行为加以监督,来维护自身长远利益。会计信息质量的提升需要有效的公司治理机制加以保障^[28],形成相互制衡的股权结构是提升公司治理有效性的重要方式^[29]。

基于上述理论分析,混合股权制衡将带来对真实盈余管理行为更加完善的监督,而对侵害公司利益行为的抑制以及公司治理与内部控制水平的改善也将进一步提升企业业绩,从而降低企业进行真实盈余管理的动机。因此混合股权制衡度的提升在抑制真实盈余管理方面可形成良性循环。从真实盈余管理动机和对其监督的变化看,混合股权制衡都将产生对真实盈余管理行为的抑制作用。综上所述,本文提出假设1。

假设1:混合所有制改革背景下,随着混合股权制衡度的提升,国有企业真实盈余管理行为得到抑制。

(二) 非国有股权绝对优势地位、混合股权制衡度与真实盈余管理行为

在混合股权制衡度概念的基础上,本文将公司前十大股东中非国有性质股权占比超过国有性质股权占比的情况,定义为非国有股权具有绝对优势地位。是否具有该优势地位将对混合股权制衡真实盈余管理抑制作用的发挥产生影响。当非国有性质股权超过国有性质股权占比时,即形成了国有股东为制衡股东、非国有股东绝对控股的状态。这一方面,放大了非国有性质股权的逐利本性,因为其无法阻止国有股东承担社会责任以及官员为谋求政治利益而使公司遭受损失的行为,所以非国有性质股东有动机掏空企业以保护自身利益^[16,30],而非继续抑制真实盈余管理;另一方面,国有性质股东作为制衡方时,对非国有性质股东的制衡动机不强^[16],尤其对于国有股东偏好的真实盈余管理操纵的制衡。因此当非国有性质股权超过国有性质股权占比后,对真实盈余管理行为的抑制将会减弱。综上所述,本文提出假设2。

假设2:混合所有制改革背景下,当非国有性质股权占比超过国有性质股权占比时,混合股权制衡对真实盈余管理的抑制将变弱。

(三) 非国有股权异质性、混合股权制衡度与真实盈余管理行为

非国有股权依据其最终控制人属性的差异可以进行细分^[14],非国有股东中包括最终控制人为家族或自然人的民营以及外资企业,此外还有银行理财等金融产品掌控者。在不同属性的非国有股东与国有股东的组合中,探究混合股权制衡对真实盈余管理的抑制作用是否存在差异,对于混合所有制改革中的股权安排具有实践意义。本文依据手工整理的前十大股东性质与已有文献的分类方法将参与混合所有制改革的非国有股东分为外资类、金融类、民营类^[14]^①。首先,随着我国逐步放宽对外资进入中国的限制,外资类股东也不断出现在我国

^①在前十大股东中还包括少数集体类性质的股权,本文删除了这部分样本;民营类性质的股权包括民营性质的法人和自然人。

公司股东名单中,外资类股东在我国企业中表现出了良好的治理效应。在以沪港通为自然实验背景的研究中发现引入境外投资者有利于改善公司信息环境^[13],外资促进上市公司发放现金股利^[31]。也有研究发现在央企样本中外资股东促进了社会责任报告的披露^[32]。这些均证明了外资在中国企业中发挥的治理作用。其次,金融类或机构投资者股东在中国企业发挥的治理作用也得到了相对一致的结论,机构投资者可以产生治理效应^[33],证明了这类股东通过参与公司治理活动起到了监督管理层行为的作用。最后,学者对于民营类股东在国有企业中发挥的作用,存在不同的观点:一种观点认为民营参股有利于提升国有企业薪酬业绩敏感性^[14],在混改中发挥了积极的制衡作用^[15];另一种观点则认为国有企业的民营化并未促进国有企业的发展^[16,34],而在混合所有制改革过程中,民营类股权也并未对国企业绩或投资效率发挥显著的促进作用^[21,24],如果民营类股权并未在国有企业中充分发挥治理作用,而公司治理水平是影响企业盈余管理行为的重要因素,那么有理由推测民营类股权制衡作用相比金融类与外资类股权对真实盈余管理的制衡作用要弱。综上所述,本文提出假设3。

假设3:混合所有制改革背景下,对于真实盈余管理行为,民营类混改股权制衡的治理作用弱于金融类与外资类股权。

四、研究设计

(一)模型设计与变量定义

为检验上述假设,本文采用如下模型(1)进行回归,其中,控制变量涉及基础财务指标、审计相关信息以及治理指标,并参考已有研究对控制变量进行选取^[35]。

$$RM = \beta_0 + \beta_0 nsbalance + big4 + auop + lev + growth + ROE + lnsiz + Hindx + emROA + mghldr + \sum year + \sum indus + \mu \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量 RM 代表真实盈余管理,包括四个指标。根据如下述模型(2)至模型(4)分别计算销售操纵(R_{NCF})、生产成本操纵(R_{PRO})与酌量性费用操纵(R_{DIS})三个分项指标^[1]。计算逻辑为依据模型(2)至模型(4)分年度分行业估计对应项目正常值,再以实际值与该正常值的差作为上述三项操纵指标值。模型中脚标 i 代表公司, t 代表时期,如 $CFO_{i,t}$ 为 i 公司 t 年当年经营活动现金流量净额, $A_{i,t-1}$ 代表 i 公司上年年末的资产总额, $Sales_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期的销售收入, $\Delta Sales_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期与 $t-1$ 期销售收入的差。另外, $PROD$ 为营业成本与存货成本变动之和, DIS 为销售费用与管理费用之和。其中销售操纵是指为提高销售收入进行超额现金折扣,导致企业因销售产品带来的现金流入减少;生产成本操纵是指为降低产品负担的固定成本而增加产量,导致总生产成本异常增加;酌量性费用操纵是指为增加利润而减少研发费用、销售费用等的支出。因此公司真实盈余管理行为越严重,生产成本操纵(R_{PRO})值越高,销售操纵(R_{NCF})与酌量性费用操纵(R_{DIS})值越低。另外,本文参考已有文献对综合真实盈余管理的度量^[36],定义综合真实盈余管理 $REM = P_{PRO} - R_{NCF} - R_{DIS}$ 以捕捉企业真实盈余管理的整体情况。

$$\frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\frac{PROD_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\frac{DIS_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Sales_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(1)中解释变量 $nsbalance$ 代表混合股权制衡度。以往研究中对混合股权制衡度的度量主要采用非国有股权占比与国有股权占比做差的方式^[21],但这种基于绝对占比差的度量可能会降低在不同公司间的可比性,因此本文采用两者做比的方式对混合股权制衡度进行度量^[20,25]。另外控制变量中的 $emROA$ (应计盈余管理)采用经业绩调整的盈余管理计算模型^[37],根据模型(5)获得正常的应计盈余,再与实际的应计盈余做减法获得异常盈余 $emROA$,其中 TA 为总应计, ΔREV 为主营业务收入变动值, ΔAR 为应收账款变动值, ROA 为净资产收益率。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

对于假设3的检验,首先,本文以模型(1)为基础,进行全样本回归。 $nsbalance$ 替换为 $Private$ 、 $Finance$ 、 $For-$

eign 三个变量; *Private* 代表民营类股权的股权制衡度, 计算方式类似 *nsbalance*, 将民营类股权占比与国有性质股权占比做除法, 以较大者为分母; *Finance* 代表金融类股权制衡度; *Foreign* 代表外资类股权制衡度, 计算方法同民营类股权制衡度。若该公司不存在民营类股权, 则民营类股权制衡度 *Private* = 0, 其他两种非国有性质股权制衡度做类似处理, 运用上述三个变量对三者真实盈余管理治理作用差异进行全样本分析。其次, 本文进行分样本回归, 本文对模型(1)进行分组回归, 包括非国有股东仅有民营类的子样本、仅有金融或外资类的子样本^①以及同时有民营、金融或外资类的子样本, 通过分组分析三者在混合所有制改革中发挥作用的异质性。

其他各主要变量定义与解释见表 1。

(二) 数据来源与样本选择

我国股权分置改革在 2007 年底基本结束, 之后才彻底打开了非国有股东进入国有企业的通道, 且需一定时间进行调整, 因此本文以 2010—2017 年 A 股国有上市公司为研究样本。股权比例数据来源为 CSMAR 数据库与 Wind 数据库, 股权性质数据则根据公司披露年报以及天眼查、企查查、工商局等网站信息为依据对各股东实际控制人性质进行了手工整理, 以确认该股东属性。本文对原始数据进行如下处理: 删除在 2009 年实际控制人已经为非国有性质的公司样本, 以更好地观察之后 8 年国有企业股权变动; 删除证监会 2012 年版分类中金融行业企业; 剔除当年被特殊处理的公司样本; 删除无法确认股东性质的样本; 删除缺失值较为严重的样本。本文最后共获得 6225 个公司 - 年度数据。本文对连续变量在上下 1% 处进行了缩尾处理处理, 回归中进行了公司层面的聚类。

五、实证结果分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 2 为变量的描述性统计结果。本研究样本量为 6225 个, 涉及 2010—2017 年数据, 共划分为 40 个行业。真实盈余管理中销售操纵(*R_NCF*)均值为 -0.002, 酌量性费用操纵(*R_DIS*)均值为 -0.002, 生产成本操纵(*R_PRO*)均值为 0.010, 综合真实盈余管理(*REM*)均值为 0.015。所有被解释变量的标准差在合理范围内, 处于 0.06 到 0.17 之间。混合股权制衡度(*nsbalance*)均值为 0.247, 说明我国混合所有制改革程度比较深入, 为混合股权制衡度影响公司决策提供了基本支持证据。控制变量中是否被四大审计(*big4*)均值为 0.097, 且 75% 分位数仍为 0, 说明在国有企业中被四大会计师事务所审计的公司只占少数; 从审计意见(*auop*)来看, 均值为 0.021, 说明国有企业在外部监督机制看来财务状况整体良好。

如表 3 所示, 首先, 考虑不同性质股权制衡度的差异, *Private* 与 *Finance* 的大小即民营与金融类制衡度, 通过均值与秩和检验发现并不存在显著差异; *Private* 与 *Foreign* 之间存在显著差异, 均值检验 *t* 值为 15.866, 秩和检验

表 1 变量定义与解释

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	销售操纵	<i>R_NCF</i>	根据模型(2)至模型(4)获取三个变量结果
	生产成本操纵	<i>R_PRO</i>	
	酌量性费用操纵	<i>R_DIS</i>	
	综合真实盈余管理	<i>REM</i>	$REM = R_PRO - R_NCF - R_DIS$
解释变量	混合股权制衡度	<i>nsbalance</i>	前十大股东中非国有与国有股权比例之比, 且比例较大者做分母
控制变量	事务所属性	<i>big4</i>	会计师事务所为“四大”时该值为 1, 否则为 0
	审计意见	<i>auop</i>	获得非标准无保留意见时取值为 1, 否则为 0
	资产负债率	<i>lev</i>	总负债/总资产
	成长能力	<i>growth</i>	(本期销售收入 - 上期销售收入)/上期销售收入
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/所有者权益平均值
	公司规模	<i>lnsize</i>	公司总资产的自然对数
	H 指数	<i>Hindx</i>	第一大股东持股比例的平方
	应计盈余管理水平	<i>emROA</i>	根据模型(5)计算获得
	管理层持股比例	<i>mghldr</i>	管理层持股数/总股数
	年度	<i>Year</i>	年度固定效应
	行业	<i>indus</i>	行业固定效应

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	标准差	均值	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>REM</i>	6225	0.167	0.015	-0.479	-0.075	0.016	0.110	0.467
<i>R_NCF</i>	6225	0.092	-0.002	-0.407	-0.043	0.000	0.046	0.258
<i>R_DIS</i>	6225	0.067	-0.002	-0.174	-0.031	-0.008	0.016	0.330
<i>R_PRO</i>	6225	0.080	0.010	-0.235	-0.030	0.010	0.052	0.259
<i>nsbalance</i>	6225	0.242	0.247	0.000	0.072	0.151	0.337	0.964
<i>big4</i>	6225	0.295	0.097	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>auop</i>	6225	0.143	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>lev</i>	6225	0.197	0.523	0.086	0.377	0.534	0.673	0.972
<i>growth</i>	6225	1.589	0.515	-0.696	-0.042	0.126	0.439	5.009
<i>ROE</i>	6225	0.119	0.062	-0.838	0.024	0.064	0.111	0.417
<i>lnsize</i>	6225	1.381	22.640	19.772	21.682	22.473	23.492	26.657
<i>Hindx</i>	6225	0.129	0.172	0.012	0.068	0.139	0.251	0.595
<i>emROA</i>	6225	0.091	-0.000	-0.345	-0.044	-0.001	0.040	0.328
<i>mghldr</i>	6225	0.012	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.094

^①由于非国有性质股东只有外资类的样本仅有 31 个, 样本量过小, 因此在分样本回归中本文选择仅有金融类或外资类非国有性质股东的样本进行回归。

z 值为 35.834, 民营类股权制衡度显著高于外资。其次,不同的混合所有制构成形式,可能会对真实盈余管理产生差异化的影响。当 $type = 1$ 时,表示除国有性质股权外仅有民营性质股权的样本;当 $type = 2$ 时,表示除国有性质股权外仅有金融类或外资类性质股权的样本;当 $type = 3$ 时,表示除国有性质股权外同时有民营和金融或外资类性质股权的样本,且 $type$ 均为 t 期数据。从表 3 中可以看出,均值检验与秩和检验均显示,仅加入民营性质股权的国有企业真实盈余管理显著高于其他组合形式,且当采用真实盈余管理 $t+1$ 期的数据时上述结论仍然成立。

如果在金融类与民营类股权制衡度不存在显著差异、外资类股权制衡度不如民营类的情况下,民营类混合股权制衡度所体现出的对真实盈余管理当期和下一期的抑制作用仍然不如外资类和金融类,这在一定程度上可以缓解对“由于该性质股权本身占比高、制衡度更强,因此真实盈余管理行为低”的问题担忧,也初步体现了外资与金融类性质股权的加入相比于民营企业对于真实盈余管理发挥了更加突出的治理作用。

如表 4 所示,根据 Pearson 相关系数矩阵给出了本文各变量相关情况。首先,控制变量之间以及与解释变量之间相关系数较小,缓解了对共线问题的担忧。其次,混合所有制改革体现出的混合股权制衡度(*nsbalance*)与真实盈余管理(*REM*)呈现 1% 的水平上显著负相关关系,初步印证了假设 1 中关于混合股权制衡度可以发挥抑制真实盈余管理作用的观点。

表 4 各变量相关系数表

	<i>REM</i>	<i>R_NCF</i>	<i>R_DIS</i>	<i>R_PRO</i>	<i>nsbalance</i>	<i>big4</i>	<i>auop</i>	<i>lev</i>	<i>growth</i>	<i>ROE</i>	<i>lnsize</i>	<i>Hindx</i>	<i>emROA</i>	<i>mghldr</i>
<i>REM</i>	1													
<i>R_NCF</i>	-0.700 ***	1												
<i>R_DIS</i>	-0.645 ***	0.075 ***	1											
<i>R_PRO</i>	0.814 ***	-0.310 ***	-0.497 ***	1										
<i>nsbalance</i>	-0.065 ***	0.043 ***	0.049 ***	-0.051 ***	1									
<i>big4</i>	-0.091 ***	0.079 ***	0.051 ***	-0.068 ***	0.082 ***	1								
<i>auop</i>	0.070 ***	-0.038 ***	-0.031 **	0.078 ***	-0.014	-0.012	1							
<i>lev</i>	0.133 ***	-0.114 ***	-0.015	0.142 ***	-0.039 ***	0.055 ***	0.117 ***	1						
<i>growth</i>	-0.028 **	-0.037 ***	0.072 ***	-0.053 ***	-0.022 *	-0.053 ***	0.001	0.094 ***	1					
<i>ROE</i>	-0.241 ***	0.155 ***	0.081 ***	-0.271 ***	0.054 ***	0.086 ***	-0.192 ***	-0.141 ***	0.027 **	1				
<i>lnsize</i>	-0.069 ***	0.045 ***	0.049 ***	-0.059 ***	0.022 *	0.412 ***	-0.110 ***	0.390 ***	-0.009	0.121 ***	1			
<i>Hindx</i>	-0.062 ***	0.038 ***	0.019	-0.073 ***	-0.401 ***	0.182 ***	-0.043 ***	0.028 **	0.018	0.098 ***	0.296 ***	1		
<i>emROA</i>	0.318 ***	-0.525 ***	-0.070 ***	0.028 **	-0.016	-0.038 ***	-0.031 **	-0.058 ***	0.023 *	0.135 ***	-0.003	-0.003	1	
<i>mghldr</i>	-0.045 ***	0.019	0.030 **	-0.056 ***	0.137 ***	-0.052 ***	-0.027 **	-0.061 ***	0.026 **	0.064 ***	-0.062 ***	-0.121 ***	0.002	1

(二) 回归分析

首先,本文检验假设 1。如表 5 所示,回归(1)栏至(4)栏分别列示了混合股权制衡度(*nsbalance*)与 *REM* 以及分项真实盈余管理的回归结果。各回归结果所表示的股权制衡度与真实盈余管理行为的方向一致,均体现为抑制作用。其中混合股权制衡度与 *REM* 的回归系数为 -0.043,与 *R_PRO* 的回归系数为 -0.020,与 *R_DIS* 的回归系数为 0.014,与 *R_NCF* 回归系数为 0.009,且分别在 1%、5%、5% 以及 10% 置信水平上显著。上述结果说明,混合股权制衡度的提升带来了国有企业真实盈余管理的下降,也即非国有性质股权占比与国有性质股权占比越接近,形成两种不同性质股权相互制衡的状态,将缓解通过真实盈余管理改善业绩的行为,假设 1 得到证实。

其次,本文检验假设 2。已有研究表明,过度的私有化会产生损害国有企业利益的结果^[16,34],因此接下来本文区分国有企业股权占比相对非国有股权占比是否具有绝对优势进行分样本回归。本文所使用的混合股权制衡度指标包含两层含义:当国有性质股权占比大于非国有股权占比时,混合股权制衡度指标值越高,说明非国有性质股权对国有性质股权制衡度越高;当非国有性质股权占比大于国有股权占比时,该指标值越高,说明国有性质股权对非国有性质股权制衡度越高。

如表6所示,本文将表5中回归样本按照国有股权占比是否大于非国有股权占比分为两组。第一,回归表6中(1)栏至(4)栏为国有股权占比大于非国有股权占比的样本,股权制衡度与真实盈余管理综合指标(*REM*)仍然呈现显著负相关关系,系数为-0.034,在5%置信水平上显著,另外对于生产成本操纵(*R_PRO*)、酌量性费用操纵(*R_DIS*)仍然表现出抑制作用,但可以看到对于销售操纵(*R_NCF*)行为虽然系数为正,不过抑制作用不显著。上述结果说明,当国有股权占比大于非国有股权占比时,随着非国有股权对国有股权制衡度的提升,真实盈余管理行为受到抑制。第二,在国有股权占比小于非国有股权占比的样本中,如(5)栏至(8)栏所示,股权制衡度与综合真实盈余管理(*REM*)以及各分项真实盈余管理之间关系不显著,t值分别低至-0.37、0.22、-0.83,但股权制衡度对销售操纵(*R_NCF*)行为存在抑制作用,系数为0.024,并且在5%置信水平上显著。另外,对具体真实盈余管理行为回归系数差异检验显示:对回归(2)栏与(6)栏进行系数差异检验,P值为0.078;对回归(3)栏与(7)栏进行系数差异检验,P值为0.025;对回归(4)栏与(8)栏进行系数差异检验,P值为0.120。这说明在抑制生产成本操纵行为与酌量性费用操纵行为上,当国有性质股权占比高于非国有性质股权占比时,混合股权制衡度发挥的治理作用要更加显著,但在抑制销售操纵行为上两组样本中混合股权制衡度回归系数不存在显著差异。

表5 混合股权制衡度与真实盈余管理行为回归结果

	(1) <i>REM</i>	(2) <i>R_PRO</i>	(3) <i>R_DIS</i>	(4) <i>R_NCF</i>
<i>nsbalance</i>	-0.043 *** (-2.73)	-0.020 ** (-2.42)	0.014 ** (1.96)	0.009 * (1.76)
<i>big4</i>	-0.012 (-0.86)	-0.005 (-0.69)	0.005 (0.72)	0.004 (0.96)
<i>auop</i>	-0.006 (-0.33)	-0.002 (-0.25)	-0.003 (-0.36)	0.009 (1.04)
<i>lev</i>	0.155 *** (7.51)	0.074 *** (6.83)	-0.016 * (-1.94)	-0.070 *** (-8.60)
<i>growth</i>	-0.006 *** (-3.24)	-0.002 ** (-2.15)	0.004 *** (3.90)	0.001 (1.01)
<i>ROE</i>	-0.377 *** (-13.56)	-0.172 *** (-11.82)	0.044 *** (3.86)	0.173 *** (14.47)
<i>lnsize</i>	-0.010 *** (-3.04)	-0.003 (-1.58)	0.003 ** (2.14)	0.005 *** (4.11)
<i>Hindx</i>	-0.033 (-1.13)	-0.022 (-1.41)	0.008 (0.62)	0.003 (0.30)
<i>emROA</i>	0.690 *** (22.57)	0.066 *** (4.38)	-0.064 *** (-4.64)	-0.587 *** (-28.73)
<i>mghldr</i>	-0.728 ** (-2.36)	-0.412 ** (-2.43)	0.231 (1.22)	0.141 (1.00)
<i>Constant</i>	0.169 ** (2.52)	0.056 (1.64)	-0.063 ** (-2.12)	-0.064 ** (-2.56)
<i>Year & indus</i>	YES	YES	YES	YES
N	6225	6225	6225	6225
Adj_R ²	0.259	0.150	0.064	0.400

表6 非国有股权绝对优势地位、混合股权制衡度与真实盈余管理行为回归结果

	国有>非国有				国有<非国有			
	(1) <i>REM</i>	(2) <i>R_PRO</i>	(3) <i>R_DIS</i>	(4) <i>R_NCF</i>	(5) <i>REM</i>	(6) <i>R_PRO</i>	(7) <i>R_DIS</i>	(8) <i>R_NCF</i>
<i>nsbalance</i>	-0.034 ** (-2.02)	-0.019 ** (-2.10)	0.015 ** (2.01)	0.003 (0.53)	-0.014 (-0.37)	0.004 (0.22)	-0.018 (-0.83)	0.024 ** (2.09)
<i>big4</i>	-0.015 (-1.15)	-0.006 (-0.87)	0.005 (0.77)	0.005 (1.19)	-0.012 (-0.23)	-0.001 (-0.03)	0.025 (0.68)	0.003 (0.21)
<i>auop</i>	-0.005 (-0.27)	-0.001 (-0.13)	-0.003 (-0.31)	0.009 (0.92)	-0.031 (-0.74)	-0.016 (-0.82)	0.003 (0.11)	0.012 (0.62)
<i>lev</i>	0.154 *** (7.08)	0.073 *** (6.32)	-0.014 * (-1.67)	-0.071 *** (-8.24)	0.137 ** (2.17)	0.075 ** (2.28)	-0.034 (-0.95)	-0.051 * (-1.94)
<i>growth</i>	-0.005 *** (-2.98)	-0.002 *** (-2.62)	0.003 *** (3.31)	0.001 (0.65)	-0.007 (-1.50)	-0.001 (-0.25)	0.006 ** (2.27)	0.002 (1.10)
<i>ROE</i>	-0.375 *** (-12.77)	-0.170 *** (-11.02)	0.041 *** (3.68)	0.173 *** (13.76)	-0.357 *** (-4.38)	-0.175 *** (-4.09)	0.044 (1.00)	0.171 *** (4.95)
<i>lnsize</i>	-0.008 ** (-2.53)	-0.002 (-1.32)	0.002 (1.21)	0.005 *** (3.98)	-0.022 ** (-2.21)	-0.006 (-1.15)	0.013 ** (2.27)	0.005 (1.27)
<i>Hindx</i>	-0.036 (-1.22)	-0.029 * (-1.85)	0.010 (0.81)	0.001 (0.08)	-0.058 (-0.60)	0.031 (0.71)	0.053 (1.13)	0.026 (0.52)
<i>emROA</i>	0.686 *** (22.01)	0.063 *** (4.24)	-0.064 *** (-4.83)	-0.582 *** (-27.43)	0.661 *** (6.41)	0.062 (1.01)	-0.032 (-0.50)	-0.610 *** (-8.36)
<i>mghldr</i>	-1.369 *** (-2.65)	-0.732 *** (-2.62)	0.266 (1.05)	0.422 ** (2.52)	-0.056 (-0.16)	-0.063 (-0.33)	0.026 (0.10)	0.003 (0.01)
<i>Constant</i>	0.144 ** (2.05)	0.051 (1.46)	-0.038 (-1.27)	-0.066 ** (-2.45)	0.382 * (1.97)	0.086 (0.82)	-0.226 * (-1.88)	-0.080 (-1.10)
<i>Year & indus</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5647	5647	5647	5647	578	578	578	578
Adj_R ²	0.265	0.162	0.070	0.397	0.327	0.199	0.144	0.479

上述结果说明,国有与非国有股权占比的相对地位变化,使得混合股权制衡度对真实盈余管理行为存在差异化的影响,且从真实盈余管理综合指标来看,在国有股权占比大于非国有股权占比的情况下更能体现混合股权的制衡与治理作用。综上,假设2得到证实。

本文检验假设3。如表7所示,本文将非国有股东分为民营类、金融类、外资类,以分析其在抑制真实盈余管理中的作用差异。首先,进行全样本分析,如表7中(1)栏至(4)栏所示。(1)栏为民营类股权制衡度(*Private*)对*REM*的回归,其系数为-0.022,且不显著。(2)栏为金融类股权制衡度(*Finance*)的回归结果,系数为-0.1,在1%置信水平上显著。(3)栏为外资类股权制衡度(*Foreign*),其系数为-0.034,t值为-1.44,但未达10%显著性水平。(4)栏将三种不同的制衡度放置于同一回归模型中进行分析,可以看到民营类股权制衡度仍未表现出显著的负向影响,但金融类与外资类则体现出了对真实盈余管理的抑制作用,对回归(4)栏中三种不同性质的股权制衡度系数进行差异检验,P值为0.018,进一步说明三者对真实盈余管理行为的影响存在显著差异。

由于上述三个指标可能存在该公司样本既有民营类也有金融类或者外资类的情况,因此所度量的制衡度可能会由于其他性质股权的存在而受到影响,故本文再进行子样本分析,以进一步证实上述结论。本文选取样本中除国有性质股权外仅有民营性质股权的样本,如(5)栏所示,*nsbalance*回归系数为0.030且不显著。本文选取样本中非国有股东仅有金融类或外资类的样本,回归结果如(6)栏所示,*nsbalance*系数为-0.047,且在5%置信水平上显著。本文选取样本中同时有民营类与金融或外资类中的一种或两种的子样本,回归结果如(7)栏所示,*nsbalance*系数为-0.040,且在1%置信水平上显著。卡方检验显示,回归(5)栏与(6)栏、回归(5)栏与(7)栏之间*nsbalance*系数存在显著差异,即仅包括民营类股东的非国有股东制衡度对真实盈余管理的抑制作用不及金融或外资类,当加入金融或外资类股权后才显示出对真实盈余管理的抑制作用。

上述基于全样本以及子样本的检验均说明,在混合所有制改革过程中,对于真实盈余管理行为,民营类股权制衡的治理作用弱于金融类与外资类股权,假设3得到验证。

(三)稳健性检验

第一,内生性问题的缓解。本文利用工具变量对本文主要结果进行重新回归。参考已有文献^[20],本文选取混合股权制衡度*nsbalance*的年度行业均值*meannsbal*作为工具变量。第一阶段回归结果如表8(1)栏所示,*meannsbal*与*nsbalance*显著正相关,t值为17.74。第二阶段回归结果如(2)栏所示,*nsbalance*与*REM*显著负相关,系数为-0.194,且在1%置信水平显著。Cragg-Donald Wald F值为314.778,非弱工具变量。上述结果表明在进行工具变量回归后,混合股权制衡度与真实盈余管理之间仍然表现为负相关关系。另外,本文将混合股权制衡度滞后一期(*lagsbal*),与当期真实盈余管理综合指标进行回归,如回归结果(3)栏所示,系数为-0.057,且在1%置信水平上显著。由于控制变量中应计盈余管理计算模型较为丰富,因此在内生性与之后的稳健性检

表7 非国有股权异质性、混合股权制衡度与真实盈余管理行为回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>REM</i>	<i>REM</i>	<i>REM</i>	<i>REM</i>	<i>REM</i>	<i>REM</i>	<i>REM</i>
<i>nsbalance</i>					0.030 (0.88)	-0.047 ** (-2.08)	-0.040 *** (-3.87)
<i>Private</i>	-0.022 (-0.96)				-0.019 (-0.86)		
<i>Finance</i>		-0.100 *** (-4.02)			-0.102 *** (-4.12)		
<i>Foreign</i>			-0.034 (-1.44)		-0.039 * (-1.70)		
<i>big4</i>	-0.016 (-1.19)	-0.018 (-1.39)	-0.010 (-0.74)	-0.013 (-0.93)	0.080 * (1.69)	-0.006 (-0.50)	-0.020 ** (-2.08)
<i>awop</i>	-0.006 (-0.36)	-0.008 (-0.49)	-0.004 (-0.24)	-0.007 (-0.38)	0.015 (0.74)	-0.095 (-1.20)	0.002 (0.09)
<i>lev</i>	0.158 *** (7.69)	0.157 *** (7.61)	0.158 *** (7.66)	0.155 *** (7.51)	0.163 *** (4.51)	0.275 *** (8.39)	0.120 *** (8.39)
<i>growth</i>	-0.006 *** (-3.25)	-0.006 *** (-3.37)	-0.006 *** (-3.32)	-0.006 *** (-3.34)	-0.009 ** (-2.25)	-0.011 ** (-2.39)	-0.004 ** (-2.13)
<i>ROE</i>	-0.382 *** (-13.64)	-0.366 *** (-13.54)	-0.380 *** (-13.56)	-0.365 *** (-13.65)	-0.162 *** (-3.84)	-0.409 *** (-6.33)	-0.405 *** (-15.48)
<i>lnsize</i>	-0.011 *** (-3.50)	-0.010 *** (-2.98)	-0.010 *** (-3.04)	-0.008 ** (-2.56)	-0.015 * (-1.94)	-0.004 (-0.78)	-0.006 ** (-2.54)
<i>Hindx</i>	-0.006 (-0.22)	-0.030 (-1.11)	-0.005 (-0.18)	-0.048 * (-1.72)	-0.063 (-1.24)	-0.012 (-0.28)	-0.026 (-1.28)
<i>emROA</i>	0.693 *** (22.53)	0.689 *** (22.74)	0.690 *** (22.62)	0.686 *** (22.85)	0.536 *** (6.95)	0.659 *** (9.66)	0.709 *** (21.72)
<i>mghdlr</i>	-0.727 ** (-2.24)	-0.685 ** (-2.08)	-0.795 ** (-2.53)	-0.618 * (-1.80)	-0.836 (-1.03)	-4.040 (-1.59)	-0.827 *** (-4.03)
<i>Constant</i>	0.187 *** (2.70)	0.165 ** (2.41)	0.155 ** (2.26)	0.149 ** (2.10)	0.265 * (1.74)	-0.038 (-0.39)	0.108 ** (2.23)
<i>Year&indus</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6225	6225	6225	6225	591	1186	4435
Adj_R ²	0.256	0.263	0.256	0.265	0.333	0.297	0.265
差异检验	(4) <i>Private</i> = <i>Finance</i> = <i>Foreign</i>			<i>P</i> = 0.018 ** (5) VS (6) <i>P</i> = 0.050 ** ; (5) VS (7) <i>P</i> = 0.040 **			

验中,本文采取修正的 Jones 模型计算获得新的指标值 *absem* 来控制应计盈余管理。

表 8 稳健性检验

	(1) <i>nsbalance</i>	(2) <i>REM</i>	(3) <i>REM</i>	(4) <i>REM</i>	(5) <i>REM</i>	(6) <i>REM</i>	(7) <i>REM</i>	(8) <i>REM</i>	(9) <i>REM</i>	(10) <i>REM</i>	(11) <i>REM</i>	(12) <i>REM</i>	(13) <i>REM</i>	(14) <i>REM</i>
<i>nsbalance</i>		-0.194 *** (-4.81)		-0.034 *** (-2.75)				0.044 (1.18)						
<i>mean nsbal</i>	0.835 *** (17.74)													
<i>lagsnsbal</i>			-0.057 *** (-3.25)											
<i>SF</i>				-0.032 ** (-2.35)										
<i>nsrate</i>					-0.131 *** (-2.93)									
<i>Cross</i>						-0.181 *** (-3.30)								
<i>treat</i>						-0.071 *** (-5.00)	-0.027 (-1.53)							
<i>Private</i>							-0.003 (-0.10)	-0.045 (-1.04)						
<i>Finance</i>								-0.109 *** (-4.20)	-0.110 (-1.42)					
<i>Foreign</i>										-0.067 ** (-2.44)	0.054 (0.51)			
<i>big4</i>	0.076 *** (7.57)	0.001 (0.16)	-0.021 (-1.54)	-0.025 *** (-3.04)	-0.008 (-0.72)	-0.019 (-1.38)	0.012 (0.39)	0.011 (0.35)	-0.029 ** (-2.09)	0.103 * (1.97)	-0.030 ** (-2.18)	-0.110 (-1.31)	-0.016 (-1.13)	-0.119 (-1.33)
<i>auop</i>	0.014 (0.73)	-0.005 (-0.39)	-0.026 (-1.17)	0.011 (0.47)	-0.014 (-0.54)	-0.002 (-0.10)	-0.011 (-0.41)	-0.010 (-0.38)	-0.009 (-0.47)	-0.056 (-0.91)	-0.012 (-0.67)	0.148 (1.01)	0.003 (0.17)	-0.165 ** (-2.66)
<i>lev</i>	-0.094 *** (-5.51)	0.140 *** (10.92)	0.130 *** (5.36)	0.130 *** (7.27)	0.146 *** (7.44)	0.135 *** (5.81)	0.222 *** (6.44)	0.220 *** (6.35)	0.141 *** (6.10)	0.084 (1.19)	0.150 *** (6.70)	-0.412 ** (-2.44)	0.139 *** (6.25)	0.259 (1.14)
<i>growth</i>	0.002 (1.15)	-0.005 *** (-4.22)	-0.003 (-1.45)	-0.006 ** (-2.40)	-0.002 (-0.78)	-0.005 ** (-2.10)	-0.009 *** (-3.23)	-0.009 *** (-3.19)	-0.005 ** (-2.35)	-0.010 (-1.23)	-0.005 ** (-2.50)	0.017 ** (2.40)	-0.005 ** (-2.39)	-0.007 (-0.66)
<i>ROE</i>	0.089 *** (3.63)	-0.362 *** (-20.06)	-0.329 *** (-9.77)	-0.377 *** (-11.30)	-0.273 *** (-8.26)	-0.302 *** (-10.06)	-0.211 *** (-4.78)	-0.204 *** (-4.74)	-0.316 *** (-10.37)	-0.148 ** (-1.99)	-0.281 *** (-9.90)	-0.266 ** (-2.19)	-0.295 *** (-10.25)	-0.461 *** (-3.16)
<i>lnsize</i>	0.029 *** (10.82)	-0.005 ** (-2.37)	-0.007 * (-1.94)	-0.007 *** (-2.84)	-0.009 *** (-2.74)	-0.006 * (-1.79)	-0.011 (-1.42)	-0.011 (-1.37)	-0.008 ** (-2.33)	-0.025 (-1.30)	-0.008 ** (-2.20)	0.022 (0.78)	-0.007 ** (-2.10)	0.036 (1.09)
<i>Hindx</i>	-0.808 *** (-35.47)	-0.160 *** (-4.25)	-0.068 ** (-2.12)	-0.044 * (-1.82)	0.016 (0.51)	-0.042 (-1.32)	0.011 (0.23)	-0.034 (-0.70)	-0.017 (-0.54)	0.016 (0.15)	-0.054 * (-1.79)	0.235 (1.18)	-0.024 (-0.76)	-0.096 (-0.32)
<i>absem</i>	-0.050 * (-1.69)	0.681 *** (32.10)	0.111 ** (2.36)	0.140 *** (2.67)	0.134 ** (2.11)	0.144 *** (3.28)	0.620 *** (10.44)	0.609 *** (10.57)	0.119 *** (2.73)	-0.017 (-0.10)	0.122 *** (2.81)	-0.057 (-0.36)	0.132 *** (3.05)	-0.078 (-0.36)
<i>mghldr</i>	1.548 *** (6.59)	-0.486 *** (-2.70)	-0.762 ** (-2.20)	-0.588 ** (-2.21)	-0.846 (-1.31)	-1.147 *** (-2.97)	-0.760 (-0.85)	-0.888 (-0.95)	-1.740 *** (-4.00)	0.127 (0.34)	-0.959 *** (-2.68)	1.376 ** (2.07)	-0.947 *** (-2.91)	0.235 (0.27)
<i>Constant</i>	-0.414 *** (-6.87)	0.146 *** (3.46)	0.135 * (1.76)	0.098 * (1.75)	0.188 *** (2.79)	0.101 (1.34)	0.155 (0.99)	0.146 (0.94)	0.124 (1.63)	0.415 (1.06)	0.122 (1.65)	-0.746 (-1.16)	0.104 (1.38)	-0.945 (-1.05)
<i>Year&indus</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6225	6225	5274	3983	2745	5865	1168	1168	5894	331	6067	158	6115	110
Adj_R ²	0.282	0.223	0.127	0.140	0.148	0.133	0.289	0.303	0.134	0.223	0.136	0.507	0.126	0.626

注:仅该表(2)栏括号内为 *z* 值。

第二,由于本文使用的变量均为前十大股东中各股权占比,而非全部股东,因此选择前十大股东占比大于 50% 的样本进行回归,以更好地代表全体股东,如(4)栏所示, *nsbalance* 系数为 -0.034, 显著性水平为 1%。

第三,采取新的方式对国有企业股权制衡度进行度量,已有研究以案例研究的形式探讨了第一大股东为国有,第二大股东为非国有股东时两者的制衡机制^[15],因此,本文选取样本中股东占比排序为国有股东第一、非国有股东第二的样本,样本数量为 2745, 并用第二大股东占比除以第一大股东占比的方式计算两者的制衡度获得新的制衡度指标 *SF*。如回归(5)栏所示,其对 *REM* 的回归系数为 -0.032, 显著性水平为 5%; 另外,当第一大股东始终为国有性质时,非国有性质股权占比 (*nsrate*) 越高,那么制衡度越高,如回归(6)栏所示, *nsrate* 系数为 -0.131, 且在 1% 置信水平上显著。

第四,对于金融类、外资类与民营类性质股权制衡度对真实盈余管理的影响存在差异化的结论,可能由于两者所在公司存在系统性差异造成,因此本文采用 PSM 的方式来缓解这一担忧。本文定义除国有性质股权外仅

存在金融类或外资类股权的样本为实验组($treat = 1$)，本文定义除国有性质股权外仅存在民营类股权的样本为对照组($treat = 0$)，以资产负债率、Herfindahl 指数、管理层持股比例、资产规模的自然对数、销售收入增长率、 ROE 作为配对变量，采取邻近匹配方式，获得 584 对共 1168 个样本。如回归(7)栏所示， $treat$ 系数为 -0.071，且在 1% 置信水平上显著，说明仅包含金融类或外资类股权的国有企业中的真实盈余管理显著低于仅有民营类股权的国有企业，另外如回归(8)栏所示，将混合股权制衡度($nsbalance$)与 $treat$ 做交乘项得到 $Cross$ ，回归结果中显示 $Cross$ 系数为 -0.181，且在 1% 置信水平上显著为负，即说明国有企业中金融类、外资类的混合股权制衡度对真实盈余管理的抑制作用要强于民营类混合股权制衡度。

第五，对于异质性非国有股东的混合股权制衡度在国有股权是否处于绝对优势的不同情况下的结果进行检验，如表 8 中(9)栏至(14)栏回归所示，(9)栏、(11)栏、(13)栏为对非国有股东占比小于国有股东的样本进行回归的结果，其他栏为对非国有股东占比大于国有股东占比样本的回归结果。民营类混合股权制衡度(*Private*)在两组回归中均不显著，金融类混合股权制衡度(*Finance*)、外资类混合股权制衡度(*Foreign*)则仅在国有企业处于绝对优势时表现出显著抑制真实盈余管理的结果，两者系数分别为 -0.109, -0.067，且分别在 1% 和 5% 置信水平上显著为负，再次说明民营类股权制衡度对真实盈余管理发挥的抑制作用不如金融类与外资类股权，同时也与假设 2 中国有性质股权占比高于非有性质股权占比时更有利于混合股权制衡度真实盈余抑制作用发挥的结论保持一致。

六、作用机制分析

从盈余管理动机理论看，当企业业绩不及预期时，管理层很可能通过盈余管理行为掩盖事实。那么混合股权制衡表现出的对真实盈余管理行为的抑制作用，是否源于公司业绩改善使得盈余管理动机减弱所致？如表 9 所示，检验混合股权制衡度是否通过强化业绩提升对真实盈余管理的抑制作用，从而表现出缓解真实盈余管理行为的结果。首先，需确定公司业绩与真实盈余管理是否为负向关系，这是后期检验分析的前提。(1)栏中为净资产收益率 ROE 对真实盈余管理 REM 的回归结果， ROE 系数为 -0.381，且在 1% 置信水平上显著，即随着业绩的改善，真实盈余管理行为减少。当公司业绩较好时，样本内公司的确会减少真实盈余管理行为。其次，分析混合股权制衡度对前述关系的影响。(2)栏中交乘项 $ROE \times nsbalance$ 系数为 -0.459，且在 1% 置信水平上显著，即混合股权制衡度的提升，强化了业绩改善对真实盈余管理的抑制作用，或可解释为当企业混合股权制衡度提升后，企业因经营业绩改善进而降低了真实盈余管理行为。

从对盈余管理的监督观视角来看，内部控制质量的提升对于抑制企业真实盈余管理行为发挥着重要作用。已有研究发现内部控制的完善可以对管理层实施更加有效的监督与约束，从而抑制企业的真实盈余管理行为。如表 9 所示，本文检验混合股权制衡度是否通过强化内部控制质量提升对真实盈余管理的抑制作用来缓解真实盈余管理行为。

其中 $incon$ 为企业内部控制质量指标，数据来自迪博数据库。 $incon \times nsbalance$ 为内部控制质量与混合股权制衡度的乘积。首先，确定内部控制质量与真实盈余管理是否为负向关系是后期检验分析的前提。(3)栏中为内部控制质量 $incon$ 对 REM

表 9 作用机制分析

	(1) REM	(2) REM	(3) REM	(4) REM
$ROE \times nsbalance$		-0.459 *** (-3.77)		
$incon \times nsbalance$			-0.169 *** (-2.61)	
$incon$			-0.030 * (-1.75)	0.024 (0.93)
$nsbalance$		-0.012 (-0.68)		-0.546 (-0.51)
ROE	-0.381 *** (-13.56)	-0.272 *** (-8.05)	-0.375 *** (-13.30)	-0.369 *** (-13.26)
$big4$	-0.015 (-1.16)	-0.013 (-0.96)	-0.017 (-1.32)	-0.010 (-0.75)
$auop$	-0.006 (-0.34)	-0.005 (-0.28)	-0.012 (-0.67)	-0.007 (-0.41)
lev	0.159 *** (7.72)	0.154 *** (7.49)	0.145 *** (7.23)	0.154 *** (7.43)
$growth$	-0.006 *** (-3.30)	-0.006 *** (-3.27)	-0.006 *** (-3.28)	-0.006 *** (-3.20)
$lnsize$	-0.011 *** (-3.46)	-0.009 *** (-2.80)	-0.007 ** (-2.43)	-0.009 *** (-2.76)
$Hindx$	0.003 (0.11)	-0.037 (-1.24)	-0.007 (-0.25)	-0.036 (-1.22)
$emROA$	0.692 *** (22.52)	0.688 *** (22.56)	0.682 *** (22.15)	0.688 *** (22.51)
$mghldr$	-0.798 ** (-2.54)	-0.670 ** (-2.18)	-0.765 ** (-2.45)	-0.721 ** (-2.34)
$Constant$	0.176 *** (2.62)	0.146 ** (2.16)	0.314 ** (2.49)	0.001 (0.00)
$Year\&indus$	YES	YES	YES	YES
N	6225	6225	6225	6225
Adj_R ²	0.256	0.264	0.248	0.260

的回归结果, *incon* 系数为 -0.03, 且在 10% 置信水平上显著, 即随着 *incon* 的提升, 真实盈余管理行为得到抑制。最后, 分析混合股权制衡度对前述关系的影响,(4)栏中交乘项 *incon* × *nsbalance* 系数为 -0.169, 且在 1% 置信水平上显著。即混合股权制衡度的提升, 强化了内部控制对真实盈余管理的抑制作用, 这可解释为当企业混合股权制衡度提升后, 企业因内部控制质量提升进而降低了真实盈余管理行为。

七、结论与政策建议

本文以国有企业混合所有制改革为研究背景, 分析了危害国企长远利益的真实盈余管理行为的影响因素: 非国有与国有性质股权制衡度, 即混合股权制衡度。研究表明: 混合股权制衡度可以抑制真实盈余管理行为, 但在非国有性质股权占比超过国有性质股权占比时该作用减弱, 非国有股权中的民营类、金融类、外资类三种股权制衡度对真实盈余管理的抑制作用存在显著差异, 具体表现为民营类混合股权制衡度对真实盈余管理的抑制作用不及金融类与外资类。机制检验发现: 混合股权制衡一方面通过业绩改善对真实盈余管理动机产生抑制作用, 从而缓解了真实盈余管理行为; 另一方面通过提升内部控制对真实盈余管理的抑制作用, 降低真实盈余管理行为。需要说明的是, 在混合股权制衡作用的发挥上, 本文仅考虑了线性关系, 虽然依据国有与非国有股东的占比大小关系进行了分组分析, 但基于非线性关系寻找最优混合股权制衡度将具有更重要的现实意义。另外, 也有待寻找恰当的准自然实验场景对本文研究结论的内生性进行进一步处理, 在解决内生性问题的前提下对混合所有制改革进行研究, 对于提升该领域研究结果的稳健性与政策意见准确性将发挥重要作用。

依据上述结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 形成国有与非国有股东相互制衡的股权结构可以抑制真实盈余管理行为, 减少对国企长期业绩的损害, 有利于实现国有资产的保值增值。第二, 从非国有股东参与混改的深入程度上看, 在进行混合所有制改革的过程中, 应当关注国有股权占比与非国有股权占比的相对优势问题。本文发现, 当国有股权占比小于非国有股权占比时, 混合股权制衡度对真实盈余管理的抑制作用减弱, 当出现这种情况时, 外部监管机构与国有企业管理部门应当提高对真实盈余管理行为的关注与监督。同时说明在混合所有制改革中盲目扩大非国有股权占比并不能对国有企业的经营管理产生更好的影响, 因此需要注意其负向作用的产生。第三, 从参与混改的非国有股东差异化属性上看, 金融类与外资类的混合股权制衡度在真实盈余管理行为上已经体现出了良好的抑制作用, 但民营类股东制衡带来的真实盈余管理抑制作用并不明显。在选择国有企业的混改参与者时, 应当考虑民营类股东参与公司治理的意愿与能力, 充分引导其参与国有企业的混合所有制改革。政府与相关管理机构应当及时建立混改过程中针对不同非国有股东权益的保护机制, 从源头上减少进行真实盈余管理的动机, 真正实现混合所有制改革提升国企价值的目标。

参考文献:

- [1] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3): 335–370.
- [2] 顾鸣润, 杨继伟, 余怒涛. 产权性质、公司治理与真实盈余管理[J]. 中国会计评论, 2012(3): 255–274.
- [3] 李增福, 林盛天, 连玉君. 国有控股、机构投资者与真实活动的盈余管理[J]. 管理工程学报, 2013(3): 35–44.
- [4] 王福胜, 吉姗姗, 程富. 盈余管理对上市公司未来经营业绩的影响研究——基于应付盈余管理与真实盈余管理比较视角[J]. 南开管理评论, 2014(2): 95–106.
- [5] Vorst P. Real earnings management and long-term operating performance: The role of reversals in discretionary investment Cuts[J]. The Accounting Review, 2016, 91(4): 1219–1256.
- [6] 王克敏, 刘博. 公司控制权转移与盈余管理研究[J]. 管理世界, 2014(7): 144–156.
- [7] 杨志强, 王华. 公司内部薪酬差距、股权集中度与盈余管理行为——基于高管团队内和高管与员工之间薪酬的比较分析[J]. 会计研究, 2014(6): 57–65.
- [8] 梅洁, 张明泽. 基金主导了机构投资者对上市公司盈余管理的治理作用? ——基于内生性视角的考察[J]. 会计研究, 2016(4): 55–60.
- [9] 谢德仁, 廖珂. 控股股东股权质押与上市公司真实盈余管理[J]. 会计研究, 2018(8): 22–28.
- [10] 曾诗韵, 蔡贵龙, 程敏英. 非国有股东能改善会计信息质量吗? ——来自竞争性国有上市公司的经验证据[J]. 会计与经济研究, 2017(4): 28–44.
- [11] 王奇波, 宋常. 国外关于最优股权结构与股权制衡的文献综述[J]. 会计研究, 2006(1): 83–88.
- [12] 高雷, 张杰. 公司治理机构投资者与盈余管理[J]. 会计研究, 2008(9): 64–72.
- [13] 周冬华, 方瑄, 黄文德. 境外投资者与高质量审计需求——来自沪港通政策实施的证据[J]. 审计研究, 2018(6): 58–66.
- [14] 郝阳, 龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 经济研究, 2017(3): 124–137.
- [15] 郝云宏, 汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J]. 中国工业经济, 2015(3): 148–160.

- [16]涂国前,刘峰.制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据[J].管理世界,2010(11):132-142.
- [17]Jensen M C,Meckling W H.Theory of the firm;Managerial behavior,agency cost and capital structure[J].Journal of Financial Economics,1976,3(4):305-306.
- [18]陈德萍,陈永圣.股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007—2009年中小企业板块的实证检验[J].会计研究,2011(1):40-45.
- [19]焦健,刘银国,刘想.股权制衡、董事会异质性与大股东掏空[J].经济学动态,2017(8):64-75.
- [20]杨兴全,尹兴强.国企混改如何影响公司现金持有? [J].管理世界,2018(11):93-107.
- [21]马连福,王丽丽,张琦.混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J].中国工业经济,2015(7):5-20.
- [22]Aggarwal R,Erel I,Ferreira M.Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors[J].Journal of Financial Economics,2011,100(1):154-181.
- [23]李争光,赵西卜,曹丰.机构投资者异质性与盈余管理[J].软科学,2015(7):69-72.
- [24]许为宾,周建.混合所有制、股权制衡与国企过度投资:基于政治观和经理人观的解释[J].广东财经大学学报,2017(2):53-62.
- [25]杨志强,石水平,石本仁,等.混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据[J].财经研究,2016(8):108-120.
- [26]刘运国,郑巧,蔡贵龙.非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗? ——来自国有上市公司的经验证据! [J].会计研究,2016(11):61-68+96.
- [27]蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018(5):137-149.
- [28]Xie B,Davidson W N,Dadalt P J.Earnings management and corporate governance:The role of the board and the audit committee[J].Journal of Corporate Finance,2003,9(3):295-316.
- [29]白重恩,刘俏,陆洲,等.中国上市公司治理结构的实证研究[J].经济研究,2005(2):81-91.
- [30]汤谷良,戴璐.国有上市公司部分民营化的经济后果——基于“武昌鱼”的案例分析[J].会计研究,2006(9):48-55.
- [31]周县华,范庆泉,吕长江,张新.外资股东与股利分配:来自中国上市公司的经验证据[J].世界经济,2012(11):112-140.
- [32]余玮,郑颖,辛琳.企业社会责任报告披露的影响因素研究——基于控股股东和外资股东视角[J].审计与经济研究,2017(2):78-87.
- [33]薄仙慧,吴联生.国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J].经济研究,2009(2):81-91.
- [34]余明桂,钟慧洁,范蕊.民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J].金融研究,2019(4):75-91.
- [35]李增福,董志强,连玉君.应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理? ——基于我国2007年所得税改革的研究[J].管理世界,2011(1):121-134.
- [36]Chi W,Lisic L L,Pevzner M.Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management? [J].Accounting Horizons,2011,25(2):315-335.
- [37]Kothari S P,Leone A J,Wasley C E.Performance matched discretionary accrual measures[J].Journal of Accounting and Economics,2005,39(1):163-197.

[责任编辑:杨志辉]

Mixed Ownership Balance and Real Earnings Management Behavior

QI Huaijin¹, YU Yao¹, LIU Yanxia²

(1. School of Accounting, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China)

Abstract: The reform of mixed ownership has formed a shareholding structure with checks and balances between non-state shares and state shares. By studying the relationship between the degree of checks and balances between non-state-owned equity and state-owned equity and the behavior of real earnings management, it is found that the degree of checks and balances of mixed equity significantly inhibits the behavior of real earnings management of state-owned enterprises, but when the proportion of state-owned equity is smaller than that of non-state-owned equity, the inhibition effect is weakened. In addition, the degree of checks and balances of mixed shares of financial and foreign equity is stronger than that of private equity. The mechanism test found that the mixed equity balance alleviated the real earnings management behaviors by improving performance and inhibiting the motivation of real earnings management; on the other hand, it reduced the real earnings management behaviors by enhancing internal control. The above conclusions are of certain reference value to the deepening of the mixed ownership reform of state-owned enterprises and the supervision of the real earnings management in the mixed reform.

Key Words: mixed-ownership reform; equity balances; real earnings management; non-state shareholder heterogeneity; internal control