

“反向混改”与民营企业盈余管理*

刘笑霞¹ 李明辉²

(1. 南京理工大学经济管理学院, 江苏 南京 210094;

2. 南京大学商学院, 江苏 南京 210093)



内容提要:“反向混改”不仅意味着民营企业股权结构的变化,而且可能产生资源效应和治理效应,从而影响企业经营活动。本文利用初始产权性质为民营企业的A股非金融类上市公司2007—2020年数据,以前十大股东中国有股东持股比例及其是否超过10%来度量反向混改,以微利或资产报酬率微增度量盈余管理倾向,进而考察反向混改对盈余管理倾向的影响,结果发现,反向混改与盈余管理倾向之间呈显著正向关系。机制性检验表明,反向混改对盈余管理的促进作用可以部分地归结为政企关系的加强。异质性检验表明,反向混改对盈余管理的促进作用仅存在于市场化水平较低、政府干预程度较高、民营经济发展环境较差地区,且主要来自于国有非金融类机构的入股。基于具体盈余管理手段的进一步检验表明,反向混改企业主要通过非经常性项目而不是应计盈余管理手段来向上操纵盈余。这一研究有助于更深入地理解不同性质的股权对盈余管理的影响,并有助于加深对反向混改后果的理解。

关键词:混合所有制 反向混改 盈余管理 政企关系 非经常性项目

中图分类号:F121.2,F231 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)05—0189—20

一、引言

发展混合所有制经济,加强各种所有制资本之间的交叉持股和相互融合,是我国基本经济制度的重要实现形式。十八大以来,我国加快推进混合所有制改革,促进各种所有制经济共同发展。混合所有制改革表现出双向特征,不仅包括非国有资本进入国有企业,即“国企混改”,也包括国有企业、国有资本平台进入非国有企业,本文将其称为“反向混改”。国资进入民企^①,不仅意味着所有权结构的变化,还可能带来资源效应和治理效应。股权结构和公司治理会影响企业盈余管理的动力以及盈余管理活动的成本—效益,进而影响盈余管理的结果。盈余管理会误导投资者和债权人决策,降低资本市场资源配置效率。因此,在我国反向混改实践快速发展的情况下,有必要探讨反向混改对盈余管理行为的影响。

在理论上,国资入股对企业盈余管理的影响具有不确定性:一方面,国资进入所产生的资源效应会降低企业实施激进性盈余管理行为的动力,国资进入所产生的治理效应则会抑制管理层实施盈余管理的机会;另一方面,国资进入所带来的政企关系的加强以及国资自身投资业绩考核的需

收稿日期:2022-09-19

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“民营企业‘反向混改’的治理效应研究”(21BGL011)。

作者简介:刘笑霞,女,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为审计与公司治理,电子邮箱:xmulxx@126.com;李明辉,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为审计与公司治理,电子邮箱:xdlmh@163.com。通讯作者:李明辉。

①为了表述的简便,以下将“国有资本”简称为“国资”,将“国有企业”简称为“国企”,将“民营企业”简称为“民企”。另外,本文对非国有企业和民营企业两个概念不作严格的区分。

要,又可能为企业的盈余管理行为带来庇护或帮助,从而促进盈余管理。从现有文献来看,孙亮和刘春(2021)^[1]从盈余管理角度探讨了民企引入国资的动机,但这一研究只考虑了应计盈余管理,而上市公司除了会运用应计盈余管理手段外,还普遍运用资产出售、政府补贴等非会计手段来提高盈余,这意味着仅从应计盈余管理角度研究可能是不够的。不同于操控性应计盈余管理等基于具体盈余管理手段来测度盈余管理的方法,基于盈余在阈值处断层的盈余分布法能够较好地揭示盈余管理行为的存在(Coulton等,2015^[2];王福胜等,2013^[3]),并可以避免仅考虑单一盈余管理方法的缺陷(Degeorge等,1999)^[4],因而被广泛地用来测度盈余管理(Degeorge等,1999^[4];Feng等,2009^[5];Frankel等,2002^[6];Krishnan和Visvanathan,2011^[7];Massa等,2015^[8])。且已有文献发现,为了达到监管部门所设定的再融资条件、避免亏损、显示盈利持续增长等目的,中国上市公司具有盈余管理的动机并使得盈利指标的分布存在明显的在阈值处断层现象(Chen和Yuan,2004^[9];Liu和Lu,2007^[10];王福胜等,2013^[3]),这为采用盈余分布法研究盈余管理行为提供了依据。

基于以上考虑,本文以初始产权性质为民企的A股非金融类上市公司为对象,以盈余分布法度量盈余管理,进而考察反向混改对盈余管理的影响。本文从如下方面推进了现有文献:(1)本文对反向混改与盈余管理之间的关系进行了实证检验,从盈余管理角度丰富反向混改后果的文献。现有关于反向混改后果的文献主要侧重于企业绩效(郝阳和龚六堂,2017^[11];余汉等,2017^[12];董艳和刘佩忠,2021^[13])、创新行为(罗宏和秦际栋,2019)^[14]、融资约束和债务融资(余汉等,2017^[12];董小红等,2021^[15];何德旭等,2022^[16])、投资效率(李增福等,2021^[17];刘惠好和焦文姐,2022^[18])等方面,而较少从会计信息角度加以研究,本文可以拓展这方面的研究。本文不仅有助于更加全面地理解反向混改的后果,而且对相关部门进一步优化相关制度、减少反向混改的负面作用具有参考价值。(2)本文研究表明,国资尤其是非金融机构类国资加入民企,有助于加强民企与政府的关系,进而促进民企的盈余管理行为,这有助于在Chen等(2008)^[19]研究基础上进一步加深对政府与企业盈余管理之间关系的理解。(3)本文将盈余分布法和具体盈余管理手段相结合,研究反向混改的影响,进一步拓展了盈余管理研究的视角,并有助于理解反向混改企业及相关主体对盈余管理手段的选择。

二、制度背景、理论分析与研究假设

1. 反向混改的含义及其背景

1997年,党的十五大报告首次提出“混合所有制经济”概念。1999年,十五届四中全会通过的《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》将“发展混合所有制经济”作为国企改革的重要内容。党的十六大报告在论述国企改革时,进一步强调“积极推行股份制,发展混合所有制经济”。2003年,十六届三中全会在阐述“推行公有制的多种有效实现形式”时,提出“大力发展国有资本、集体资本和非公有资本等参股的混合所有制经济”。这一表述扩大了发展混合所有制经济的内涵,即不再局限于国企股份制改革。2013年,十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》再次强调“积极发展混合所有制经济”,肯定“国有资本、集体资本、非公有资本等交叉持股、相互融合的混合所有制经济,是基本经济制度的重要实现形式”,这意味着,混合所有制改革不仅限于非公有资本入股国企,也包括国资入股民企。2015年《中共中央国务院关于深化国有企业改革的指导意见》(中发[2015]22号,以下简称“中发22号文”)提出,“鼓励国有资本以多种方式入股非国有企业……通过市场化方式,以公共服务、高新技术、生态环保、战略性新兴产业为重点领域,对发展潜力大、成长性强的非国有企业进行股权投资”。《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》(国发[2015]54号,以下简称“国发54号文”)也有类似的规定。这两个意见明确将“国有资本入股非国有企业”作为我国混合所有制改革的重要组成,对我国反向

混改实践具有重要意义。

除相关政策的影响外,“国资入股民企”还表现出显著的现实动因。一是助力民企纾困。近年来,由于内外部环境变化等因素,部分上市民企陷入质押爆仓、债券违约等流动性困境。2018年11月,习近平总书记主持召开民营企业座谈会并发表重要讲话,明确指出“要不断为民营经济营造更好发展环境,帮助民营经济解决发展中的困难”。为贯彻习近平总书记的讲话精神,许多地方陆续出台纾困民企的政策措施,包括推动国资以股权投资基金、纾困基金等形式对符合经济结构优化升级方向、有前景的民企进行投资,以有效缓解民企及其实际控制人的流动性风险。理论研究也发现,近年来的反向混改案有许多与纾困民企有关(郑雪晴等,2022)^[20]。二是满足民企自身发展的需要。一些民企虽并未遭遇经营困境但出于自身发展目的而主动引入国资,以期在资源和业务获取、产权保护等方面获取更多来自政府的支持。三是符合国资监管理念的新变化。十八届三中全会以后,我国国资监管理念由“管企业”转变为“管资本”为主,这不仅为国资在符合政策的前提下自主对包括民企在内的实体进行投资提供了可能,也为国资通过投资民企来优化自身战略布局、提高投资收益提供了内在动力。四是受地方国资考核目标的影响和驱动。一些地方将提高国资证券化水平作为国企改革的重要内容,制定了本地区“国资证券化”目标。但在现有上市制度下,短期内很难实现上市公司的快速增加。此时,收购本地区或其他地区民营上市公司就成为提高国资证券化水平的捷径,经济下行背景下部分民企经营不善则为其提供了机遇。正是在此背景下,部分上市公司数量较少的地区借助于跨地区收购民营上市企业来增加本地区“上市公司数量”,实现本地区的“国资证券化率目标”。此外,国资入股民企还与政府融资平台转型需要、民企代际传承等因素有关。

本文将“国有资本入股非国有企业”称为“反向混改”,主要基于如下两方面的原因。一是“混合所有制改革”与“入股”的内在一致性。尽管“混改”的深度推进涉及到公司治理及经营、分配等机制的确立、优化与运行,但这些必须建立在股权交叉、融合的前提与基础之上。“混”是“改”的前提,“改”是“混”的延伸。就“国有资本入股非国有企业”而言,国资入股之后,双方会依据持股比例及双方约定确定公司权力的配置、界定双方的“责权利”,从而实现公司治理的“改”;“改”的前提是国资要“入股”,即通过定向增发、大股东协议转让等手段持有民企股份、改变民企所有权结构。在这一意义上,“国有资本入股非国有企业”实质就是“国资对非国企进行混改”。实践中,确实存在国资入股后对公司治理和经营活动参与较少的情形,尤其是在国资持有股份较少、入股目的主要是为了短期财务投资而非战略投资的情况下。但不可否认,国资入股会对公司产生潜移默化的影响,只不过影响的程度和形式有所不同。二是两种混改既具有内在的逻辑关联,也存在显著的区别。“国有资本入股非国有企业”与“非国有参股国有企业”(“国企混改”),都是在建立“国有资本、集体资本、非公有资本等交叉持股、相互融合的混合所有制经济”这一背景下实施的,其目的都是通过不同资本的交叉融合实现“取长补短、相互促进、共同发展”。但在方向、主体、实施动机及作用机理等方面有明显不同。例如,在主体和方向上,国企混改是非国资主体通过出资入股、收购股权等形式进入国企,或者与国企共同设立投资项目;而“国有资本入股非国有企业”则是国企以及国有资本投资、运营公司等资本运作平台对非国企进行股权投资,二者方向相反。在作用机理上,国企混改是希望引入非国有资本参与国企改革,以推动国企完善现代企业制度、转换经营机制、提高国有资本配置和运行效率;而国资入股非国企则是希望国资在资源获取、产权保护、企业文化等方面推动非国企健康成长的同时,实现自身的优化配置和保值增值。正因为此,本文以“反向混改”来指代“国资入股民企”,以区别于通常所说的“国企混改”。

那么,国资持股比例达到多少才能称为“反向混改”?是否国资成为民企的大股东或者实际控制人才能称为“反向混改”?本文认为,一方面,无论是从我国基本经济制度及“两个毫不动摇”的内涵还是我国实施混合所有制改革的目的出发,混合所有制改革都不片面追求一种所有制进入后

控制另一种所有制企业。“中发 22 号文”“国发 54 号文”以及《中央企业混合所有制改革操作指引》等文件均强调,混改过程中要遵循“三因三宜三不”原则。其中的“三宜”是指“宜独则独、宜控则控、宜参则参”。因此,“混改”并无最低持有股份比例的要求,并不强调控股,只要国资进入民企、持有后者股权,都可以称为“反向混改”。另一方面,混改有程度高低之分。国资持有民企股份的比例不同时,其对民企经营和公司治理的影响是不同的。只有持有较多股份时,国资才能对民企产生重要影响。上述两点正是本文同时采用国资持股比例连续变量和虚拟变量来度量“反向混改”的原因。

2. 相关文献综述

(1) 国企与民企盈余管理行为的差异。许多文献发现,与非国企相比,无论是在应计盈余管理(薄仙慧和吴联生,2009^[21]; Wang 和 Yung,2011^[22]; Ding 等,2007^[23]; Cheng 等,2015^[24])、非经常性损益(Ding 等,2007)^[23],还是在真实盈余管理(Dong 等,2020)^[25],国企都更少进行盈余管理,其原因在于,政府隐性担保(Ding 等,2007)^[23]、在获取信贷及其他资源方面所受的优待(Dong 等,2020^[25]; Cheng 等,2015^[24])、更为多元的绩效目标(Wei,2021)^[26]等使得国企盈余管理的动力较低。不过,也有文献发现,出于领导晋升(廖冠民和张广婷,2012)^[27]、薪酬激励(Chen 等,2011)^[28]、抬高发行价以募集更多资金(Aharony 等,2010^[29]; Chen 等,2011^[28])、达到上市条件或避免被退市(Aharony 等,2000)^[30]、帮助大股东掏空上市公司(Liu 和 Lu,2007^[10]; Wang 和 Yung,2011^[22])等目的,国企同样存在盈余管理动机。一些研究甚至发现,国企盈余管理的程度高于非国企,只不过,它们会选择较隐蔽的真实盈余管理等手段(Wang 等,2020)^[31],国企盈余管理往往与地方政府紧密相关(Aharony 等,2000)^[30],如 Chen 等(2008)^[19]、孔东民等(2013)^[32]发现,地方政府会通过提供补贴等方式帮助地方国企进行盈余管理。因此,国有产权究竟是促进还是抑制盈余管理,二者间的关系依然不确定。

(2) 国有股权对会计信息质量的影响。一些文献发现,国有股权与会计信息质量呈负向关系。如 Bushman 等(2004)^[33]、Bushman 和 Piotroski(2006)^[34]发现,国有股权会降低公司财务透明度和会计稳健性;Lai 和 Tam(2017)^[35]发现,国有股权比例高的公司更可能运用线下项目来达到盈余门槛;Ding 等(2021)^[36]发现,虽然国有股权有助于降低公司股价崩盘风险,但其原因并非国有股权促进了信息披露,而是由于国有股东能够为公司提供隐性担保。

(3) 反向混改的动因与后果。现有文献从寻求产权保护(李文贵和余明桂,2017^[37];孙亮和刘春,2021^[1])等角度探讨了民企引入国资的动因。在后果方面,一些学者发现,国资入股不仅有助于民企缓解融资约束(余汉等,2017^[12];李增福等,2021^[17];董小红等,2021^[15];何德旭等,2022^[16])、提升现金持有水平(曾敏等,2022)^[38]、提高公司绩效和价值(郝阳和龚六堂,2017)^[11]、促进创新(罗宏和秦际栋,2019)^[14]、提高投资效率(李增福等,2021)^[17],而且有助于减少民企违规行为(于瑶和祁怀锦,2022)^[39]。但也有文献发现,国资入股在化解僵尸化风险等方面并未发挥积极作用(肖正等,2022)^[40],甚至会加剧代理问题(肖正等,2022)^[40]、增加政策性负担(李文贵和邵毅平,2016)^[41]、降低公司绩效(Ng 等,2009^[42];李文贵和邵毅平,2016^[41];董艳和刘佩忠,2021^[13])。

已有较多文献研究了不同产权的企业在盈余管理方面的差异以及国有股权对盈余管理的影响。现有文献多发现,由于政府隐性担保以及更为多元化的企业目标,国企盈余管理的动机弱于非国企(薄仙慧和吴联生,2009^[21]; Wang 和 Yung,2011^[22]; Ding 等,2007^[23]; Cheng 等,2015^[24]; Dong 等,2020^[25])。但现有文献尚有可进一步拓展之处:其一,相关文献多着眼于应计盈余管理,而忽视企业可能通过其他风险较低的手段(如非经常性损益)来实现盈余目标。实际上,管理层会对不同盈余管理手段的风险和收益进行权衡后选择合适的盈余管理手段。因此,仅从应计盈余管理角度进行研究,可能会得出不正确的结论。其二,尚无文献从反向混改的角度研究国有股权与盈余管理的关系。本文将盈余分布法与具体的盈余管理手段相结合考察反向混改对民企盈余管理的影响及其具

体实现手段,可以更深入地了解国有股权对民企盈余管理行为的影响,并拓展反向混改后果的文献。

3. 反向混改对盈余管理的影响

对于反向混改是促进还是抑制民企的盈余管理,存在如下两种不同方向的影响预期。

(1)反向混改会抑制民企盈余管理行为。其原因可能表现在五个方面:一是引入国资所带来的资源效应。民企向上盈余管理的一个重要原因在于,民企在获取信贷、权益融资等方面处于弱势,因此需要通过提高业绩来获取市场对企业的信心,从而获取信贷等资源(Ding等,2007^[23];薄仙慧和吴联生,2009^[21])。国资入股可以为民企带来多方面的资源。财务资源方面,国资入股时,往往会直接为民企提供资金支持或为民企融资提供担保,国资入股还可以对外传递政府将为企业提供隐性担保的信号,从而为企业获取银行信贷提供有力支撑,使之获取类似于国企的优待。已有文献发现,国资参股可以促进民企债务融资,缓解民企融资约束(郝阳和龚六堂,2017^[11];李增福等,2021^[17];董小红等,2021^[15];何德旭等,2022^[16]),这将会降低民企通过向上盈余管理来获取信贷资源的动机。政策和关系资源方面,国有股东有助于加强企业与政府之间的关系,这不仅可以使民企更及时地获取相关惠企政策信息,争取政府补贴及优惠政策等好处,而且可以减少相关部门和单位对民企的隐形歧视。这些资源的获取,也会提高民企盈利能力,从而降低盈余管理的动力。二是股权制衡所产生的治理效应。多个大股东结构可以形成一种有效的监督机制,其不仅可以直接抑制管理层的盈余管理行为、提高盈余质量(Boubaker和Sami,2011)^[43],而且会抑制大股东的“掏空”行为(Boateng和Huang,2017)^[44],进而抑制相关盈余管理行为。国资进入后,多数时候将形成多个大股东结构,持股较多的国资还会委派人员担任董事、监事或高管,这将对民营股东形成有效的制衡,从而有助于缓解“一股独大”所产生的代理问题,包括“掏空”并利用盈余管理加以掩盖的行为。三是国资利益保护和国资领导干部政治激励的影响。国资进入后,为了保护自身合法利益、加强对民企的监督,有动力推动公司提高透明度,减少过于激进的盈余管理行为,以便更准确地评价管理层的业绩。过度的盈余管理行为还会引起媒体关注以及监管部门的调查,这会提高领导干部被撤职或失去晋升机会的风险(Hope等,2020)^[45]。出于维护自身声誉的考虑,国资领导干部有动力抑制民企过度的盈余管理行为。四是内部控制。国企在执行内部控制规范、建立正式的内部控制制度方面更为积极(Ge等,2021)^[46]。出于加强对入股企业监督、降低投资风险的目的,国资入股后,有动力推动民企加强内部控制和风险管理,这将有助于推动企业提高财务报告内部控制质量,降低过度的盈余管理行为。五是企业文化和风险偏好。与民企相比,国企更保守、更注重合规经营。无论国资是否取得控制权,国资进入都会在一定程度上改变民企较激进的文化,从而抑制激进的盈余管理行为。由于国企领导绩效考核并不单一地看经济绩效且国资更注重长期稳健经营,这也会降低公司向上盈余管理的动机。

(2)反向混改会促进民企的盈余管理行为。其原因也表现在五个方面:一是国资进入所带来的政府庇护效应。国资进入民企,有助于企业增强与政府的联系,这不仅有助于加强企业与政府部门的沟通,使企业更方便地获取信贷资金、权益融资资格以及各项优惠政策和多种形式的补贴,从而降低民企盈余管理的需求,而且可能为企业相关行为提供庇护,从而提高其盈余管理的能力。例如,国资进入及其所导致的政企关系的加强,可在一定程度上降低公司因盈余管理而受到监管部门处罚的可能(Chen等,2011^[47];Lu等,2015^[48];Lin等,2020^[49]),这使得民企盈余管理的成本大大降低,从而改变盈余管理的成本—效益关系。二是国资进入未必能够产生治理效应。一方面,国资所有权缺位的特点,会降低国资对管理层监督的有效性(Lin等,2020^[49];Ng等,2009^[42])。即便国资进入能够产生股权制衡,也可能导致“搭便车”问题,导致对管理层的监督弱化,进而产生基于薪酬激励等目的的盈余管理;另一方面,部分国资进入民企主要是为了获取短期收益,并不谋求对企业的实际控制,尤其当国资以基金形式进入民企时,这一情况尤为普遍。三是国资进入可能导致的

控股股东对中小股东的侵蚀效应。由于成本分摊的原因,国有股东进入并形成多个大股东结构未必会抑制民企的盈余管理行为。这是因为,在多个大股东结构下,其他大股东的存在并不一定会降低大股东的盈余管理私益。此时,盈余管理的收益仍主要由控股股东享受,而其成本(如监管机构的处罚、民事诉讼)却可以在多个股东之间分摊,这实际上提高了控股股东盈余管理的收益成本比(Jiang等,2020)^[50],从而促使控股股东进行盈余管理。四是国资绩效考核使得国有股东具有向上盈余管理的动力。无论是基于纾困民企目的还是基于国资战略布局目的的反向混改,国有资产监督管理部门都要对国资入股后的绩效进行考核。如果所入股企业的业绩太差,不仅不利于国资保值增值目标的实现,而且会影响国资相关领导的业绩,从而对其政治晋升、薪酬激励产生负面影响,甚至可能被追究投资失误的责任。因此,国资在入股民企后有动力提高企业业绩。五是地方政府的影响。一方面,地方政府为了显示其纾困民企、发展民营经济的业绩,有动力通过补贴等手段帮助企业提高“绩效”,或者默许企业盈余管理。另一方面,反向混改加强了政府与民企的联系、为政府干预提供了可能,这使得民企可能需要像地方国企那样帮助地方官员完成经济增长任务。因此,民企可能会向上管理盈余以便为本地区“经济增长”做贡献。

基于上述分析,本文提出如下竞争性假设:

H_{1a}:反向混改会提高公司进行盈余管理以实现微利或盈利微增目标的倾向。

H_{1b}:反向混改会抑制公司进行盈余管理以实现微利或盈利微增目标的倾向。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文研究的是民企反向混改,故以上市时初始产权性质为民企的上市公司为对象。尽管中央明确提出“鼓励国有资本入股非国有企业”是在2015年,但1999年《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》中就已提出“发展混合所有制经济”,故本文的样本期并不限于2015年之后。但由于2006年前后我国会计准则存在较大差异,为保持数据可比,本文以沪深两市2008—2020年A股民营上市公司为对象(实际涉及2007—2020年数据)。

除市场化指数来自于王小鲁等《中国分省份市场化指数报告(2021)》^①、内部控制指数来自于迪博内部控制与风险管理数据库外,其他数据来自于国泰安(CSMAR)。原始样本共18354条公司一年记录,在依次剔除ST和*ST公司、IPO前记录及IPO日不明、金融行业、缺失数据记录后,剩余14761条记录用于检验。本文没有剔除国资入股后企业实际控制人变为国资的样本,这是因为从实践来看,有为数不少的反向混改导致了企业控制权变更,如果将这部分样本剔除,将不能真正反映反向混改的影响。为减少奇异值的影响,本文对连续变量在1%和99%位置进行了缩尾处理。回归时,在公司层面对标准误进行了聚类调整。

2. 变量定义与模型设定

(1) 盈余管理(EM)。参考Frankel等(2002)^[6]、Feng等(2009)^[5]、Krishnan和Visvanathan(2011)^[7]、Gul等(2013)^[51]、Lai和Tam(2017)^[35],本文采用盈余分布法测度盈余管理,即将刚好达到盈利阈值视为向上盈余管理的体现,进而采用Logit模型考察反向混改对盈余管理的影响。本文着重考虑微利和微增两个盈余门槛,相应地将微利公司和微增公司定义为盈余管理公司。参考Feng等(2009)^[5]、Gul(2013)^[51]、Coulton等(2015)^[2],将资产报酬率(ROA)在0~1%之间的公司定义为微利公司;参考Coulton等(2015)^[2]、Massa等(2015)^[8],将资产报酬率变化(ROA_t-ROA_{t-1})在0~0.01的公司定义为盈利微增公司。之所以选择这两个盈余门槛,一是避免亏损和盈

① 参见:王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.

利下滑是最常见的两个盈余门槛,二是纾困民企是反向混改的重要原因(郑雪晴等,2022)^[20],有为数不少的反向混改企业面临经营困难,这使得它们有较强的动力通过引入国资避免亏损或盈余下滑。

(2)反向混改(MIX)。由于无法获取所有国资入股民企的准确时间,且国资在入股之后会不断减持或增持,甚至存在入股后再退出再入股的情况。因此,难以针对国资入股事件作为准自然实验进行研究。因此,本文以初始产权性质为民营企业的上市公司前十大股东中国有股权所占比例度量反向混改,这也是相关文献普遍的做法。具体而言,本文根据国泰安(CSMAR)“中国上市公司股权性质文件”数据库中前十大股东的股权性质汇总得到各类股东持股比例。在此基础上,采用如下两种方法度量反向混改:1)国有股东持股比例是否超过10%(MIX1)。借鉴郝阳和龚六堂(2017)^[11]、罗宏和秦际栋(2019)^[14]、李增福等(2021)^[17]、曾敏等(2022)^[38]、肖正等(2022)^[40]等做法,本文以国有股东持股比例是否超过10%度量反向混改:如果国有股东持股比例超过10%,MIX1=1;否则MIX1=0。2)国有股东持股比例(MIX2)。参考郝阳和龚六堂(2017)^[11]、余汉等(2017)^[12]、罗宏和秦际栋(2019)^[14]、李增福等(2021)^[17]、孙亮和刘春(2021)^[1]、何德旭等(2022)^[16]、曾敏等(2022)^[38]、于瑶和祁怀锦(2022)^[39]、肖正等(2022)^[40]等做法,本文以国有股东持股比例之和度量反向混改。

(3)模型设定。本文采用如下Logit模型来检验反向混改对盈余管理的影响:

$$LogitEM = \alpha_0 + \alpha_1MIX + Controls + \varepsilon \tag{1}$$

其中,EM为盈余管理,若公司报告微利或盈利比上年微增,EM=1,否则,EM=0;MIX为反向混改,包括MIX1和MIX2;Controls为控制变量,参考Frankel等(2002)^[6]、Gul等(2013)^[51]等,本文控制了公司规模(SIZE)、财务杠杆(LEV)、盈利能力(ROA)、成长性(MTB)、经营活动现金流(OCF)、机构持股(INST)、审计师声誉(BIG4)、董事会规模(DIRNUM)、董事会独立性(INDDIR)等可能影响盈余管理的因素。本文还控制了行业(Industry)、年度(Year)固定效应。变量的具体定义如表1所示。

表 1 变量定义

符号	含义	具体定义
EM	盈余管理	虚拟变量,若公司报告微利(0 ≤ ROA ≤ 0.01)或盈利微增(0 ≤ ROA _t - ROA _{t-1} ≤ 0.01),EM为1,否则为0
MIX	反向混改	MIX1:虚拟变量,若前十大股东中国有股东持股之和超过10%,MIX1取值为1,否则为0;MIX2:连续变量,前十大股东中国有股东持股比例
SIZE	公司规模	期末资产总额的自然对数
LEV	财务杠杆	资产负债率,期末负债总额/资产总额
ROA	盈利水平	资产报酬率,净利润/平均资产总额
MTB	市净率	所有者权益的市场价值/账面价值
OCF	经营活动现金流	经营活动净现金流量/期初资产总额
DIRNUM	董事会规模	董事会成员人数
INDDIR	董事会独立性	董事会中独立董事所占比重
INST	机构持股	机构投资者持股比例
BIG4	审计师声誉	虚拟变量,如果事务所为国际“四大”,BIG4=1;否则,BIG4=0

四、实证检验

1. 描述性统计与差异性分析

表2列示了描述性统计的结果。从表2中可以看出,EM的均值为0.225,表明有22.5%的样

本报告微利或资产报酬率微增; *MIX1* 的均值为 0.068, 表明 6.8% 的样本国有股东持股比例超过 10%; *MIX2* 的均值为 0.026, 表明样本公司国有股东持股比例平均仅为 2.6%。总体而言, 反向混改的程度相对较低。

表 2 描述性统计

变量	观测值	最小值	1/4 位数	均值	中位数	3/4 位数	最大值	标准差
<i>EM</i>	14761	0.000	0.000	0.225	0.000	0.000	1.000	0.417
<i>MIX1</i>	14761	0.000	0.000	0.068	0.000	0.000	1.000	0.252
<i>MIX2</i>	14761	0.000	0.000	0.026	0.000	0.020	0.442	0.068
<i>SIZE</i>	14761	19.814	21.022	21.772	21.674	22.396	24.865	1.019
<i>LEV</i>	14761	0.047	0.220	0.376	0.362	0.513	0.851	0.192
<i>ROA</i>	14761	-0.294	0.018	0.043	0.045	0.077	0.226	0.071
<i>MTB</i>	14761	0.408	1.206	2.568	1.912	3.132	13.447	2.193
<i>OCF</i>	14761	-0.222	0.008	0.054	0.051	0.099	0.338	0.087
<i>DIRNUM</i>	14761	5.000	7.000	8.209	9.000	9.000	12.000	1.434
<i>INDDIR</i>	14761	0.333	0.333	0.377	0.364	0.429	0.571	0.053
<i>INST</i>	14761	0.001	0.111	0.327	0.290	0.521	0.863	0.241
<i>BIG4</i>	14761	0.000	0.000	0.019	0.000	0.000	1.000	0.137

为了了解反向混改企业与非反向混改企业在盈余管理倾向及特质上是否存在显著差异, 本文依照 *MIX1* 分组, 对连续变量进行了差异性检验, 对虚拟变量 (*EM* 和 *BIG4*) 进行了卡方检验。从表 3 可以看到, 反向混改组公司规模更大、财务杠杆更高、盈利能力更低、董事会规模更大、董事会独立性较低、机构投资者持股比例更高; 从表 4 可以看出, 反向混改公司更有可能报告微利或微增, 且更少选择“四大”。

表 3 连续变量独立样本 T-test 和 Wilcoxon 检验 (依照 *MIX1* 分组)

变量	<i>MIX1</i> = 0		<i>MIX1</i> = 1		T 检验 (0 - 1)	Wilcoxon Z
	观测值	均值	观测值	均值		
<i>SIZE</i>	13759	21.750	1002	22.084	-0.334***	-10.315***
<i>LEV</i>	13759	0.371	1002	0.448	-0.077***	-10.999***
<i>ROA</i>	13759	0.044	1002	0.033	0.011***	6.941***
<i>MTB</i>	13759	2.564	1002	2.615	-0.051	-0.895
<i>OCF</i>	13759	0.054	1002	0.050	0.004	1.803*
<i>DIRNUM</i>	13759	8.166	1002	8.806	-0.641***	-13.750***
<i>INDDIR</i>	13759	0.378	1002	0.365	0.013***	7.924***
<i>INST</i>	13759	0.316	1002	0.483	-0.167***	-21.778***

注: *、**、*** 分别为 10%、5%、1% 水平显著, 下同

表 4 χ^2 检验

变量		<i>MIX1</i>			Pearson chi2(1)
		0	1	Total	
<i>EM</i>	0	10714 (93.64%)	728 (6.36%)	11442	14.570***
	1	3045 (91.74%)	274 (8.26%)	3319	
<i>BIG4</i>	0	13485 (93.15%)	992 (6.85%)	14477	4.885**
	1	274 (96.48%)	10 (3.52%)	284	

相关性分析结果表明^①, *EM* 与 *MIX1*、*MIX2* 均呈显著正向关系, 自变量之间相关系数最大的一组变量是 *INDDIR* 和 *DIRNUM*, Pearson 和 Spearman 相关系数分别为 -0.626 和 -0.700。在回归时, 本文采用 OLS 模型计算了各变量的方差膨胀因子, 结果均低于 10。因此, 模型(1)不存在多重共线性问题。

2. 基准回归

表 5 列示了 Logit 回归的结果。可以看出, 无论是否包含控制变量, *MIX* 的系数都在 1% 水平显著为正, 表明反向混改提高了公司报告微利或盈利微增的倾向, 即反向混改会促进民企盈余管理, 这一结果支持了假设 H_{1a} 。

表 5 Logit 回归结果: 反向混改对民企盈余管理倾向的影响

变量	MIX1		MIX2	
	<i>MIX</i>	0.265*** (3.166)	0.218*** (2.591)	1.174*** (3.903)
<i>SIZE</i>		0.037 (1.261)		0.034 (1.146)
<i>LEV</i>		0.859*** (5.145)		0.857*** (5.131)
<i>ROA</i>		0.036 (0.127)		0.040 (0.142)
<i>MTB</i>		-0.028** (-2.337)		-0.028** (-2.364)
<i>OCF</i>		-0.478* (-1.848)		-0.482* (-1.859)
<i>DIRNUM</i>		0.028 (1.248)		0.027 (1.196)
<i>INDDIR</i>		0.404 (0.718)		0.383 (0.682)
<i>INST</i>		-0.123 (-1.188)		-0.138 (-1.322)
<i>BIG4</i>		-0.109 (-0.712)		-0.105 (-0.684)
行业/年度固定效应	是	是	是	是
常数项	-1.468*** (-9.790)	-2.894*** (-4.361)	-1.475*** (-9.858)	-2.802*** (-4.219)
伪 R ²	0.012	0.018	0.013	0.018
观测值	14761	14761	14761	14761

注: 除组间系数差异检验括号中为 P 值外, Logit 模型括号中为 z 值, OLS 模型括号中为 t 值; *, **, *** 分别为 10%、5%、1% 水平显著, 下同

3. 内生性检验

本文的模型可能存在反向因果、遗漏变量、测量误差、自选择等原因所导致的内生性问题。比如, 反向混改与盈余管理倾向之间的正向关系, 既可能是因为反向混改公司更多地进行盈余管理, 也可能是因为有盈余管理倾向的公司主动寻求反向混改以获取庇护, 也就是可能存在反向因果关系。本文采用如下方法来缓解内生性问题, 结果均保持稳定:

(1) 工具变量两阶段回归 (IV 2SLS)。本文用王小鲁等《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的“非国有经济就业人数占城镇总就业人数的比例”来度量上市公司所在省份的民营经济发展水平 (*PRVTECO*) 并以此作为工具变量, 进而采用 IV 2SLS 来缓解反向因果、遗漏变量及测量误差所导致的内生性问题。所在地区民营经济发展水平越高, 民企通过反向混改寻求政府庇护的动力越弱, 因此, 民营经济发展水平会影响反向混改; 但没有证据表明地区民营经济发展水平会影响盈余管理。由于 IV 2SLS 要求内生变量是连续变量, 故本文仅针对 *MIX2* 进行工具变量两阶段回归。Wald 内生性检验卡方值为 3.49, 在 10% 水平拒绝外生性假设。弱工具变量检验结果显示, AR 卡方值和 Wald 卡方值分别为 4.41 和 4.23, 均在 5% 水平拒绝弱工具变量假设。因此, 民营经济发展水平可以用来作为工具变量。第一阶段回归结果表明, *PRVTECO* 与 *MIX2* 在 1% 水平呈显著负向关系(表 6 第(1)列), 第二阶段回归结果表明, *MIX2* 仍与 *EM* 呈显著正向关系(表 6 第(2)列)。

① 限于篇幅, 相关分析以及稳健性检验表格未列示, 备案。

表 6 工具变量二阶段回归、处理效应和 PSM + DID

变量	工具变量二阶段回归		处理效应模型			PSM + DID
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	第二阶段		
				(4) MIX1	(5) MIX2	
<i>MIX</i>		5.066 ** (2.057)		0.200 ** (2.378)	0.893 *** (2.914)	
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>						0.170 * (1.698)
<i>TREAT</i>						-0.045 (-0.397)
<i>PRVTECO</i>	-0.262 *** (-9.003)		-4.140 *** (-7.066)			
<i>IMR</i> (<i>lambda</i>)				-1.067 ** (-2.563)	-1.044 ** (-2.509)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.089 *** (-5.409)	-1.157 ** (-2.522)	-7.578 *** (-25.549)	3.372 (1.358)	3.322 (1.339)	-3.320 *** (-3.026)
伪 R ² / R ²	0.112	N/A	0.069	0.019	0.019	0.025
观测值	14761	14761	14761	14761	14761	5234

(2)处理效应模型。反向混改并不是随机的,而是公司选择的结果。本文采用处理效应模型来缓解上述自选择问题,并以 *PRVTECO* 作为外生变量。首先,以公司规模、财务杠杆、盈利水平、成长性、经营活动现金流、民营经济发展水平、行业、年度为自变量,采用 Probit 模型估计企业“前十大股东中是否有国有股东”(MIX3)的可能,并计算逆米尔斯比率(*IMR*);接下来,将得到的 *IMR* 加入到模型(1)中进行回归。结果表明,加入 *IMR* 后,*MIX1* 和 *MIX2* 的系数仍分别在 5% 和 1% 水平显著为正,*IMR* 的系数则显著为负(表 6 第(4)列和第(5)列)。

(3)基于倾向得分匹配样本的双重差分模型(PSM + DID)。反向混改公司与未反向混改公司可能在许多特征上存在差异,且这两类公司在盈余管理倾向上可能原本就存在差异。为此,本文采用基于 PSM 匹配样本的双重差分模型加以缓解。首先,采用 Logit 模型估计国有股参股的决定因素,主模型中的全部控制变量作为匹配变量。本文以样本期内没有国有资本参股的公司作为对照组(*TREAT* = 0),样本期内有国有资本参股的公司作为处理组(*TREAT* = 1)。如果国资入股成为前十大股东后又退出,则将该公司予以剔除,由此删除 8550 个样本。其次,根据倾向得分,采用最近距离法 1:1 进行有放回配对,得到处理组样本 3834 个,对照组样本 2377 个。平衡性检验表明,匹配后组间差异显著下降。最后,利用匹配后样本采用双重差分模型(DID)进行检验。本文将国资首次参股成为前十大股东及以后年度定义为反向混改后期间,*POST* = 1,否则,*POST* = 0。从表 6 第(6)列可以看到,在 PSM + DID 模型下,*TREAT* 和 *POST* 交互项的系数在 10% 水平显著为正。

(4)因变量取 $t + 1$ 期数据。为了进一步缓解反向因果问题,本文考察 t 期反向混改对 $t + 1$ 期盈余管理倾向的影响,结果 *MIX* 的系数依然显著为正(表 7 第(1)列和第(2)列)。不过,未列示的结果表明, t 期反向混改对 $t + 2$ 期盈余管理倾向不再具有显著影响。这表明,反向混改对盈余管理的影响是短期的。其原因可能在于,国资入股一段时间后,会在债务融资、业务获取等方面为企业提供帮助,这将有助于提高企业绩效从而降低其盈余管理的动力(余汉等,2017)^[12]。同时,国资也会将稳健、合规经营的文化和理念带入企业,股权制衡的治理作用也逐渐显现,从而降低民企盈余管理的动力和能力。

表 7 因变量取 $t + 1$ 期和控制地区固定效应

变量	因变量 $t + 1$ 期		控制地区固定效应	
	MIX1	MIX2	MIX1	MIX2
MIX	0.209 ** (2.222)	0.793 ** (2.315)	0.223 *** (2.597)	1.014 *** (3.259)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是
常数项	-1.491 ** (-2.094)	-1.424 ** (-2.001)	-2.930 *** (-4.297)	-2.829 *** (-4.147)
伪 R ²	0.027	0.027	0.021	0.021
观测值	12476	12476	14761	14761

(5)控制地区固定效应。为了进一步缓解不随地区变动的因素的影响,本文增加控制地区固定效应(Province),结果保持不变(表7第(3)列和第(4)列)。

4. 稳健性检验

(1)改变反向混改的度量。1)参考余汉等(2017)^[12]、罗宏和秦际栋(2019)^[14]等做法,以前十大股东中是否有国有股东(MIX3)度量。结果MIX3的系数在5%水平显著为正。2)参考何德旭等(2022)^[16],以国有股东持股比例是否超过5%定义反向混改虚拟变量(MIX4)。5%是证监会确定的需单独披露股东信息的标准,持股5%以上可视为对公司经营管理具有影响的股东。结果表明,MIX4的系数在1%水平显著为正。3)以国有股东持股是否达到20%定义反向混改(MIX5)。结果表明,MIX5的系数在10%水平显著为正。4)参考李文贵和邵毅平(2016)^[41],以前十大股东中国有股东持股比例是否达到25%度量(MIX6)。持股25%,意味着国有股东已经能够对公司施加重大影响,在公司股权较为分散的情况下,甚至可能控制公司。结果表明,MIX6的系数虽为正但不显著。其原因可能有二:其一,当国有股东持股比例较高,成为对公司具有重大影响的大股东甚至公司已经变成国有控股公司时,由于政府隐形担保以及企业领导政治激励等原因,公司盈余管理的动力可能会下降。其二,国有股持股达到25%的样本量较少,仅390个^①。5)以企业董事会中国有股东代表人数度量(MIX7)。结果表明,MIX7的系数在5%水平显著为正。因此,无论是持有股份还是参与董事会,国有股东对民企盈余管理都具有促进作用。6)以前十大股东中持股最多的国有股东持股是否超过10%(MIX8)及其实际持股比例(MIX9)度量反向混改。鉴于不同国有股东之间可能并非一致行动人,将它们的持股相加来度量反向混改可能存在一定的偏差,本文改用单一国有股东持股来度量反向混改,结果MIX8和MIX9的系数均在1%水平显著为正。

(2)改变盈余管理倾向的定义。参考Krishnan和Visvanathan(2011)^[7]、Coulton等(2015)^[2]等,将微利、微增的定义由0~0.01放宽为0~0.02。结果表明,MIX的系数在5%水平显著为正。

5. 机制检验

本文从政企关系的角度对反向混改促进盈余管理的机理进行了检验:

(1)反向混改对政企关系的促进作用。企业与政府的关联有助于其获取更多政府补助,因此,政府补助很大程度上可以反映政企关系。参考董小红等(2021)^[15]的做法,本文以“政府补助/营

^① 本文还在模型(1)中加入MIX2的平方项MIX2SQR,以探究MIX2与EM之间是否呈非线性关系。结果表明,加入平方项后,MIX2SQR的系数为-4.250,且在10%水平显著为负($z = -1.903$);MIX2的系数为2.430,且在1%水平显著为正($z = 2.860$)。计算可得,拐点在28.59%处。但对拐点两侧分组进行检验却发现,在拐点左侧,MIX2的系数仍显著为正;而在拐点右侧,MIX2的系数虽然为负却不显著。导致拐点右侧不显著的原因可能在于此时的样本量过少(仅321个)。拐点两侧样本量差异过大意味着MIX2与EM之间可能仍是单调关系,Utest检验结果也不支持倒U型关系($p = 0.139$),故国有股持股比例之间与盈余管理倾向并无显著非线性关系。

业收入”度量政企关系,进而在控制公司规模、财务杠杆、盈利能力、市净率、股权集中度、上市年限、地区市场化水平及年度、行业的基础上,检验反向混改对政企关系的影响。从表 8 第(1)列和第(2)列可以看出,国资持股对政府补助具有显著正向关系,这表明,国资进入确实有助于加强民企与政府之间的联系。政企关系的加强,不仅可能导致政府通过财务资源来帮助反向混改企业提高盈利水平,而且会对企业盈余管理行为提供庇护。

表 8 机制性检验

变量	反向混改对政企关系的影响		高管政治关联与反向混改的替代关系			
	MIX = MIX1	MIX = MIX2	MIX = MIX1		MIX = MIX2	
			无政治关联	有政治关联	无政治关联	有政治关联
MIX	0.003 ** (2.226)	0.013 ** (2.134)	0.390 ** (2.185)	0.168 * (1.697)	1.696 *** (2.885)	0.729 ** (2.035)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.036 *** (4.876)	0.037 *** (4.920)	-3.600 *** (-2.735)	-2.581 *** (-3.250)	-3.347 ** (-2.536)	-2.525 *** (-3.181)
R ² /伪 R ²	0.113	0.113	0.034	0.019	0.035	0.019
观测值	14066	14066	3294	11467	3294	11467
组间系数差异(P值)			0.279 ** (0.042)		1.104 ** (0.050)	

(2) 高管政治关联与反向混改的替代关系。高管的政治关联也有助于加强政企关系,并可以为企业违规行为提供庇护(Lu 等,2015^[48];Kim 和 Zhang,2016^[52])。Chaney 等(2011)^[53]发现,有政治关联的企业进行盈余管理,较少受到监管部门的惩罚且无需承担债务成本显著提高的后果,故其盈余管理行为的成本较低,相应地,其提高信息质量的动力较低。Wang 等(2020)^[31]发现,存在政治关联的企业会更多运用真实盈余管理,其两类盈余管理的总体程度也更高。政治关联还会使得企业需要帮助地方政府实现经济增长等目标,这也会促使企业向上管理盈余。如果反向混改对盈余管理的促进作用是来自于政企关系的加强,则对于那些没有政治关联的民企而言,反向混改对盈余管理的促进作用较强;而对于原本就存在政治关联的民企而言,由于政治关联就能为盈余管理行为提供庇护,反向混改的作用就没有那么明显。为了检验上述推论,本文依据企业高管是否存在政治关联(具有政府任职经历或担任人大代表、政协委员)将样本分为有政治关联组和无政治关联组,进而进行分组检验。从表 8 第(3)列~第(6)列可以看到,无论是否存在政治关联,MIX 都与 EM 呈显著正向关系;但组间差异性检验表明,在无政治关联组,MIX 的作用更加明显。因此,反向混改与政治关联存在替代关系。这一替代关系的存在表明反向混改与政治关联具有相似作用,即反向混改对盈余管理的促进作用部分地来自于国资对企业盈余管理行为的支持。

(3) 替代性解释的排除。有文献发现,国资进入会导致公司治理弱化(Ng 等,2009^[42];Lin 等,2020^[49]),还有文献发现,国有股东进入会加重企业政策性负担,导致盈利能力下降(李文贵和邵毅平,2016^[41];董艳和刘佩忠,2021^[13])。那么,反向混改与盈余管理之间的正向关系是否是由于国资进入加剧融资约束或者弱化了公司治理所致?为了排除上述路径,首先,本文以 SA 指数度量融资约束,进而检验了反向混改对融资约束的影响。从表 9 第(1)列和第(2)列可以看出,反向混改可以显著缓解融资约束,故可以排除反向混改对盈余管理的促进作用是融资约束提高所致。其次,本文检验了反向混改对内部控制质量的影响。迪博内部控制指数是依据内部控制目标的实现程度

来评价内部控制质量,因而可以在很大程度上反映公司治理。结果表明,反向混改与内部控制质量(IC)没有显著关联(表 9 第(3)列和第(4)列)。因此,反向混改与盈余管理之间的正向关系也不是由于国资进入导致公司治理弱化所致。

表 9 反向混改对融资约束和内控质量的影响

变量	SA		IC	
	MIX = MIX1	MIX = MIX2	MIX = MIX1	MIX = MIX2
MIX	-0.049*** (-3.780)	-0.146*** (-3.017)	-0.014 (-0.239)	-0.077 (-0.258)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.299*** (-29.394)	-3.306*** (-29.407)	6.117*** (19.241)	6.115*** (19.357)
R ²	0.391	0.390	0.124	0.124
观测值	14759	14759	14131	14131

综上,反向混改与盈余管理之间的正向关系可能是由于反向混改促进了政企关系的加强,从而为民企盈余管理提供支持或庇护。

五、异质性检验和进一步分析

1. 异质性检验

(1)地区市场化水平。在市场化水平较高地区,资源的获取更多地取决于公司质量而非所有权性质,因此,国企与民企之间的竞争更为公平,民企不需要通过更为激进的盈余管理来获取资源,国企与非国企之间盈余质量的差异也较小(Wang 和 Yung, 2011)^[22]。此外,在市场化水平较高地区,民企主动寻求反向混改的动力较弱,国资进入能带来的资源效应和庇护作用也较少。由此推论,在市场化水平较高地区,反向混改对盈余管理的影响较弱。本文用《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的市场化指数衡量公司所在省份市场环境,并依据样本的年度中位数将样本分为市场化水平较高和较低两个子样本进行分组检验。从表 10 第(1)列~第(4)列可见,只有在市场化水平较低地区,反向混改才对盈余管理倾向具有显著作用;采用费舍尔组合检验进行组间系数差异检验(重复抽样 1000 次,下同),结果表明两个子样本中 MIX 的系数在 1% 的水平存在显著差异。这一结果支持了前面的推断。

表 10 异质性检验:地区市场化水平与政府干预

变量	地区市场化水平				政府干预			
	MIX1		MIX2		MIX1		MIX2	
	市场化水平低	市场化水平高	市场化水平低	市场化水平高	政府干预弱	政府干预强	政府干预弱	政府干预强
MIX	0.300*** (2.866)	0.057 (0.415)	1.465*** (3.731)	0.053 (0.114)	0.130 (0.875)	0.265*** (2.687)	0.307 (0.573)	1.324*** (3.637)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

续表 10

变量	地区市场化水平				政府干预			
	MIX1		MIX2		MIX1		MIX2	
	市场化水平低	市场化水平高	市场化水平低	市场化水平高	政府干预弱	政府干预强	政府干预弱	政府干预强
常数项	-2.898*** (-3.106)	-2.745*** (-2.965)	-2.751*** (-2.950)	-2.740*** (-2.955)	-1.344 (-1.347)	-3.894*** (-4.594)	-1.320 (-1.316)	-3.762*** (-4.435)
伪 R ²	0.026	0.015	0.027	0.015	0.018	0.024	0.018	0.024
观测值	7532	7229	7532	7229	6026	8735	6026	8735
组间系数差异 检验(P值)	0.231*** (0.000)		1.352*** (0.000)		0.122*** (0.000)		0.952*** (0.000)	

(2)政府干预程度。在政府干预程度较高地区,政府更可能对国资入股企业伸出“帮助之手”,帮助企业达到盈余目标。同时,政府干预也会提升企业做高“绩效”以帮助地方政府实现“经济增长”目标的动力。因此,本文预期,政府干预程度越高,反向混改对盈余管理的促进作用越明显。为了检验这一推论,本文用《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的“减少政府对企业的干预程度指数”衡量公司所在省份政府干预程度,并依据样本的年度中位数把样本分为政府干预强和弱地区两个子样本进行分组检验。从表 10 第(5)列~第(8)列可见,只有在政府干预程度较高地区,反向混改才对盈余管理倾向具有显著促进作用,组间系数差异检验结果表明两个子样本中 MIX 的系数在 1% 水平存在显著差异,这与预期一致。反向混改对盈余管理的作用与政府干预有关,进一步表明国资入股所带来的政府庇护可能是反向混改促进盈余管理的原因。

(3)民营经济发展环境。民营经济发展环境越好,民企所受的差别性待遇越少,反向混改能够给企业带来的资源也越少;同时,在这些地区,民企主动通过反向混改来加强与政府的联系、寻求政府对企业产权的保护以及对企业盈余管理行为庇护的动力也越弱,反向混改程度也更低。因此,本文预期,在民营经济发展环境较好的地区,反向混改对盈余管理倾向的作用较弱。为了验证上述猜想,本文用 *PRVTECO* 反映公司所在省份民营经济发展环境,并依据分年度样本的中位数将样本分为民营经济发展环境好和差两个子样本进行分组检验。从表 11 第(1)列~第(4)列可以看到,只有在民营经济发展环境较差地区,反向混改才对盈余管理倾向具有显著正向作用,组间系数差异显著性检验结果表明,两个子样本中 MIX 的系数在 1% 水平存在显著差异。这与前面的预期一致。

表 11 异质性检验:民营经济发展环境与国资类型

变量	地区民营经济发展环境				不同类型国资的作用
	MIX1		MIX2		
	发展环境差	发展环境好	发展环境差	发展环境好	
MIX	0.246** (2.404)	0.168 (1.131)	1.228*** (3.222)	0.473 (0.967)	
<i>NonFINMIX</i>					0.012*** (3.753)
<i>FINMIX</i>					-0.009 (-0.621)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-4.167*** (-5.049)	-0.727 (-0.674)	-4.044*** (-4.901)	-0.687 (-0.635)	-2.891*** (-4.331)
伪 R ²	0.022	0.019	0.022	0.019	0.019
观测值	8869	5892	8869	5892	14761
组间系数差异 检验(P值)	0.079*** (0.000)		0.754*** (0.000)		

(4)不同国资主体作用的差异。入股民企的国资大体可以分为政府机构/事业单位(国资委、财政局等)、其他机构(主要是国有企业)、金融机构(包括证券、银行、保险、基金、信托等)三类。金融机构往往是以财务投资者的身份入股民企,其主要目的是获取投资收益。并且,金融机构在入股民企时,往往会同时投资多家公司,而不太可能持有一家民企太多股份。因此,金融机构入股后,既不会深度参与公司治理,也不会积极推动企业加强与政府监管部门的关系。并且,与其他国有投资运营主体相比,金融机构与政府的关系较远、地位更低,除了可能对民企获取信贷资金带来一些帮助外,不太可能为民企的盈余管理行为提供有力庇护。因此,本文预期,反向混改对民企盈余管理倾向的促进作用主要来自于政府机构/事业单位及其他机构。为此,本文将模型(1)中的国有股持股比例分为金融机构持股比例(*FINMIX*)和其他国有机构持股比例(*NonFINMIX*),进而考察这两类国有机构入股对民企盈余管理的影响是否存在差异。从表11第(5)列可以看到,*FINMIX*的系数为负但不显著,而*NonFINMIX*的系数在1%水平显著为正,这表明,金融机构持股对盈余管理倾向没有显著影响。换言之,反向混改对民企盈余管理的促进作用主要来自于其他国有机构入股,这与前面的预期一致。这也在一定程度上表明,反向混改对民企盈余管理的促进作用,可能是由于国资入股能够为民企的盈余管理行为提供帮助或庇护。

2. 进一步分析

盈余分布法只能揭示盈余管理的存在性,不能揭示企业究竟是如何实现盈余目标的。此外,盈余分布法也不能完全排除国资入股后企业业绩有所改善从而导致微利、微增的情形增多的可能。为此,本文从应计盈余管理和非经常性项目两个方面进行进一步考察^①,以探究反向混改公司盈余管理的具体手段。

(1)应计盈余管理。本文用截面修正琼斯模型估计的操控性应计的绝对值(*absDA*)来度量应计盈余管理程度,进而检验反向混改对应计盈余管理的影响(控制变量与主检验一致)。从表12可以看出,就全样本而言,反向混改与应计盈余管理的绝对值呈显著负向关系;就正向盈余管理子样本(*DA > 0*)而言,反向混改对盈余管理程度没有显著影响;就负向盈余管理子样本(*DA ≤ 0*)而言,反向混改与应计盈余管理的绝对值呈显著负向关系。这一结果,与孙亮和刘春(2021)^[1]一致。组间系数差异性检验表明,两个子样本中*MIX*的系数在1%的水平存在显著差异。因此,反向混改可以抑制向下应计盈余管理,但对向上应计盈余管理行为没有显著影响。向下盈余管理公司往往是亏损较多公司或盈利较高公司,对向下应计盈余管理的抑制并不会提高公司报告微利或微增的可能。由此推断,反向混改对民企盈余管理的促进作用可能并非来自于应计项目。

表 12 反向混改对应计盈余管理的影响(因变量:*absDA*)

变量	<i>MIX = MIX1</i>			<i>MIX = MIX2</i>		
	全样本	<i>DA > 0</i>	<i>DA ≤ 0</i>	全样本	<i>DA > 0</i>	<i>DA ≤ 0</i>
<i>MIX</i>	-0.006** (-2.538)	-0.002 (-0.814)	-0.004** (-2.235)	-0.025*** (-2.644)	-0.001 (-0.139)	-0.023** (-2.453)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.121*** (6.844)	-0.048*** (-2.906)	0.152*** (10.605)	0.118*** (6.693)	-0.048*** (-2.904)	0.150*** (10.407)
R ²	0.112	0.671	0.705	0.112	0.671	0.705
观测值	14576	7229	7347	14576	7229	7347
组间系数差异检验(P值)	0.003***(0.000)			0.021***(0.000)		

① 本文也检验了反向混改对销售操控、生产操控、费用操控这三类真实盈余管理的影响,但没有发现显著结果,故不报告相关结果。

(2)非经常性项目。上市公司还会利用非经常性损益项目来操纵盈余(Chen 和 Yuan,2004^[9];魏涛等,2007^[54])。证监会以扣非后净利润与扣非前净利润两者中较低者为依据来判定公司盈利指标是否达标的做法,并不能完全消除上市公司利用非经常性项目操纵盈余的行为。因为,除了达到监管部门规定的盈利门槛要求外,管理层还有避免亏损、避免盈利下滑、维持股价等其他动机,非经常性损益可以为上述盈余目标的实现提供帮助(魏涛等,2007)^[54]。本文首先检验了反向混改对非经常损益(用期末营业收入总额均减)的影响。从表 13 可以看出,仅在非经常性损益为正的情况下,反向混改与非经常性损益呈显著正向关系;组间系数差异检验表明,两个子样本中 MIX 的系数在 1% 的水平存在显著差异。本文进而采用广义线性回归方法考察了非经常性损益是否在反向混改与盈余管理之间具有中介效应。由于反向混改对非经常性损益的影响主要体现在对正向非经常性损益的影响上,故将非正的非经常性损益赋值为 0。

表 13 反向混改对非经常性损益的影响(因变量:absEI)

变量	MIX = MIX1			MIX = MIX2		
	全样本	EI > 0	EI ≤ 0	全样本	EI > 0	EI ≤ 0
MIX	0.004* (1.714)	0.005* (1.826)	0.001 (0.349)	0.014 (1.495)	0.018* (1.711)	0.001 (0.131)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.002 (0.150)	0.003 (0.142)	0.011 (0.778)	0.004 (0.223)	0.004 (0.234)	0.011 (0.762)
R ²	0.082	0.091	0.401	0.082	0.091	0.401
观测值	14759	13560	1199	14759	13560	1199
组间系数差异检验(P值)		0.004*** (0.000)			0.017*** (0.000)	

由表 14 可见,正向非经常性损益与 MIX 呈显著正向关系。MIX 对 ABSEI 的回归系数乘以 ABSEI 对 EM 的回归系数反映了 ABSEI 在 MIX 与 EM 之间的中介效应。可以计算出,以 MIX1 和 MIX2 度量反向混改时,间接效应分别为 0.001 和 0.002,二者均在 10% 水平上显著。这表明,反向混改企业会利用非经常性损益项目向上操纵利润以达到避免亏损或盈利增长目的。同时,这也在一定程度上排除了国资入股促进企业绩效提高从而导致微利、盈余微增情形增多的替代性解释。综上,反向混改企业更可能进行向上盈余管理来达到避亏、盈利微增目的,但它们不会选择风险较大的应计盈余管理手段来实现盈余目标,而是通过非经常性项目实现盈余目标。

表 14 广义线性回归:正向非经常性损益项目的中介作用

变量	absEI		EM	
	MIX = MIX1	MIX = MIX2	MIX = MIX1	MIX = MIX2
MIX	0.004** (2.421)	0.012** (2.109)	0.040*** (2.858)	0.185*** (3.509)
absEI			0.201*** (2.685)	0.201*** (2.681)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.001 (-0.120)	-0.000 (-0.029)	-0.079 (-0.757)	-0.062 (-0.591)
观测值	14759	14759	14759	14759

六、结论与启示

1. 结论

本文检验了反向混改对盈余管理的影响。结果表明,反向混改与企业报告微利或微增的倾向之间呈显著正向关系。机制性检验发现,反向混改与盈余管理之间的正向关系一定程度上是由于国资入股能够促进民企政企关系的加强从而为盈余管理行为提供支持。此外,反向混改对盈余管理的促进作用仅存在于在市场化水平较低、政府干预程度较高以及民营经济发展环境较差地区的公司中,金融类国资入股不会对民企盈余管理产生显著影响。进一步研究表明,反向混改公司很大程度上通过非经常性损益项目而不是通过风险较大的应计项目来达到避免报告亏损、实现盈利持续增长的目的。

2. 启示

(1)反向混改的根本目的,是要通过股权的混合实现两类资本的取长补短、相互促进、共同发展。但本文的研究却表明,国资尤其是非金融类国资入股,非但没有抑制民企的盈余管理,反而提高了民企盈余管理的倾向。这在一定程度上表明,国资对民企进行反向混改后,并未在会计信息质量方面发挥显著的治理作用,相反,还促进了民企的盈余管理行为,这并不符合反向混改的初衷。由此可见,反向混改可能存在未预期的负面作用,至少在盈余管理方面如此。因此,需要“一分为二”地看待当前的反向混改实践,既要肯定反向混改在纾困民企等方面的积极作用,又要认识到其存在的不足。如果反向混改的作用主要体现在“输血”上,而不能在公司治理、内部控制等方面发挥积极作用,则其作用将是有限的。要使反向混改真正成为促进民营和国资共赢共进、保障我国基本经济制度实现的重要手段,参与反向混改的国资投资运营主体要发挥积极投资者的作用,通过优化治理结构、推动建立科学管理制度来推动民企实现健康成长,减少盈余管理等短期化行为。

(2)反向混改对盈余管理的促进作用,一定程度上可归结为反向混改促进了政企关系的加强。并且,反向混改的负面作用与区域环境有关,在市场化水平低、政府干预程度高、民营经济发展环境差的情况下,反向混改才会促进盈余管理。政府部门与民营企业加强联系,在民营企业遇到困难和问题的情况下,积极作为,帮助民营企业和民营企业家解决实际困难、保护其合法利益,十分必要。但政企关系必须“亲清统一”,政府部门要在遵循市场规律的前提下帮助民企高质量发展,而不能助长企业的机会主义行为。避免反向混改的负面作用,政府部门需要进一步优化营商环境,减少政府对企业经营的不当干预,并依照市场规律来配置资源,在政府补助等问题上公平地对待不同所有权结构的企业,从而为企业营造一个公平发展的良好环境。尤其重要是,政府部门要构建亲清政商关系、树立正确的业绩观,避免为反向混改企业的盈余管理行为提供不当庇护或帮助。

(3)反向混改企业主要通过正向非经常性损益项目而不是应计项目来实现避亏、盈利微增目标。这一结果,一方面表明,虽然国资也希望反向混改企业业绩提升因而会默许甚至支持企业进行盈余管理,但其可能并不期望企业通过风险较高的应计盈余管理手段来实现盈余目标,而是倾向于通过风险较小的方法来提高盈余,从而在成本—收益权衡的基础上实现利益最大化;另一方面,非经常性损益项目中的许多项目(如政府补助、债务重组、资产置换)与政府有关,因此,反向混改对盈余管理的促进作用可能在一定程度上与政府对反向混改企业的帮助有关。政府对反向混改企业的帮助,固然有助于民企尽快脱离亏损或盈利下滑的困境,但非经常性损益具有非持续性,依靠这种手段来提高盈余并不能真正实现企业的高质量发展。政府要通过引导民企提高经营能力和管理水平来实现高质量发展。同时,这一结果也意味着,非经常性损益仍然是企业盈余管理的重要手段之一,监管部门应当进一步加强非经常性损益的监管。

总而言之,要避免反向混改在民企盈余管理方面的负面作用,既需要国有资本投资运营主体积

极参与治理、发挥治理作用,从而真正实现不同资本的优势互补、相互促进,也需要政府部门优化营商环境、构建亲清政商关系。

参考文献

- [1]孙亮,刘春.民营企业因何引入国有股东?——来自向下调整盈余的证据[J].上海:财经研究,2021,(8):109-122.
- [2]Coulton, J. J., N. Saune, and S. L. Taylor. Overvalued Equity, Benchmark Beating and Unexpected Accruals [J]. *Accounting and Finance*, 2015, 55, (4): 989-1014.
- [3]王福胜,程富,吉姗姗. 阈值处的盈余分布断层: 盈余管理解释的实证检验[J]. 北京: 会计研究, 2013, (5): 19-26.
- [4]DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. Earnings Management to Exceed Thresholds [J]. *The Journal of Business*, 1999, 72, (1): 1-33.
- [5]Feng, M., J. D. Gramlich, and S. Gupta. Special Purpose Vehicles: Empirical Evidence on Determinants and Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 2009, 84, (6): 1833-1876.
- [6]Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. The Relation Between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77, (Supplement): 71-105.
- [7]Krishnan, G. V., and G. Visvanathan. Is There an Association Between Earnings Management and Auditor-Provided Tax Services? [J]. *Journal of the American Taxation Association*, 2011, 33, (2): 111-135.
- [8]Massa, M., B. Zhang, and H. Zhang. The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28, (6): 1701-1736.
- [9]Chen, K. C., and H. Yuan. Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting-Based Regulation of Rights Issues [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79, (3): 645-665.
- [10]Liu, Q., and Z. Lu. Corporate Governance and Earnings Management in The Chinese Listed Companies: A Tunneling Perspective [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2007, 13, (5): 881-906.
- [11]郝阳,龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 北京: 经济研究, 2017, (3): 122-135.
- [12]余汉,杨中仑,宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗? [J]. 上海: 财经研究, 2017, (4): 109-119.
- [13]董艳,刘佩忠. 国有注资对民营企业绩效的影响——基于中国工业企业的研究[J]. 北京: 经济学(季刊), 2021, (6): 1925-1948.
- [14]罗宏,秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (7): 174-192.
- [15]董小红,孙文祥,李哲. 民营企业引入国有资本能缓解融资约束吗? [J]. 新乡: 管理学报, 2021, (4): 92-108.
- [16]何德旭,曾敏,张硕楠. 国有资本参股如何影响民营企业? ——基于债务融资视角的研究[J]. 北京: 管理世界, 2022, (11): 189-206.
- [17]李增福,云锋,黄家惠,连玉君. 国有资本参股对非国有企业投资效率的影响研究[J]. 成都: 经济学家, 2021, (3): 71-81.
- [18]刘惠好,焦文姝. 国有股权参股与民营企业投资不足——基于资源效应与治理效应的双重视角[J]. 北京: 经济管理, 2022, (8): 76-94.
- [19]Chen, X., C. J. Lee, and J. Li. Government Assisted Earnings Management in China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2008, 27, (3): 262-274.
- [20]郑雪晴,刘洁仪,高维. 国有资本收购民企情况分析 & 政策建议——以深市民营上市公司为例[J]. 深圳: 证券市场导报, 2022, (8): 2-7.
- [21]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]. 北京: 经济研究, 2009, (2): 81-91.
- [22]Wang, L., and K. Yung. Do State Enterprises Manage Earnings More Than Privately Owned Firms? The Case of China [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2011, 38, (7-8): 794-812.
- [23]Ding, Y., H. Zhang, and J. Zhang. Private vs State Ownership and Earnings Management: Evidence from Chinese Listed Companies [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2007, 15, (2): 223-238.
- [24]Cheng, C. S. A., J. Wang, and S. X. Wei. State Ownership and Earnings Management Around Initial Public Offerings: Evidence from China [J]. *Journal of International Accounting Research*, 2015, 14, (2): 89-116.
- [25]Dong, N., F. Wang, J. Zhang, and J. Zhou. Ownership Structure and Real Earnings Management: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2020, 39, (3): 106733.
- [26]Wei, C. State Ownership and Target Setting: Evidence from Publicly Listed Companies in China [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38, (3): 1925-1960.
- [27]廖冠民,张广婷. 盈余管理与国有公司高管晋升效率[J]. 北京: 中国工业经济, 2012, (4): 115-127.

- [28] Chen, H. , J. Z. Chen, G. J. Lobo, and Y. Wang. Effects of Audit Quality on Earnings Management and Cost of Equity Capital: Evidence from China [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28, (3) :892 – 925.
- [29] Aharony, J. , J. Wang, and H. Yuan. Tunneling as An Incentive for Earnings Management during the IPO Process in China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2010, 29, (1) :1 – 26.
- [30] Aharony, J. , C. J. Lee, and T. J. Wong. Financial Packaging of IPO Firms in China [J]. *Journal of Accounting Research*, 2000, 38, (1) :103 – 126.
- [31] Wang, Z. , G. Braam, D. Reimsbach, J. Wang. Political Embeddedness and Firms' Choices of Earnings Management Strategies in China [J]. *Accounting & Finance*, 2020, 60, (5) :4723 – 4755.
- [32] 孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. *北京: 经济研究*, 2013, (2) :55 – 67.
- [33] Bushman, R. M. , J. D. Piotroski, and A. J. Smith. What Determines Corporate Transparency? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42, (2) :207 – 252.
- [34] Bushman, R. M. , and J. D. Piotroski. Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42, (1 – 2) :107 – 148.
- [35] Lai, L. , and H. Tam. Corporate Governance, Ownership Structure and Managing Earnings to Meet Critical Thresholds among Chinese Listed Firms [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2017, 48, (3) :789 – 818.
- [36] Ding, M. , Z. He, Y. Jia, and M. Shen. State Ownership, Implicit Government Guarantees, and Crash Risk: Evidence from China [J]. *Pacific – Basin Finance Journal*, 2021, 65, (C) ,101470.
- [37] 李文贵, 余明桂. 产权保护与民营企业国有化[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2017, (4) :1341 – 1366.
- [38] 曾敏, 李常青, 李宇坤. 国有资本参股何以影响民营企业现金持有? ——基于合作优势和竞争制衡的双重视角[J]. *北京: 经济管理*, 2022, (4) :134 – 152.
- [39] 于瑶, 祁怀锦. 混合所有制与民营经济健康发展——基于企业违规视角的研究[J]. *上海: 财经研究*, 2022, (3) :33 – 47.
- [40] 肖正, 翟胜宝, 张静. 引入国有资本能够化解民营企业僵尸化风险吗? [J]. *北京: 经济管理*, 2022, (2) :36 – 56.
- [41] 李文贵, 邵毅平. 产业政策与民营企业国有化[J]. *北京: 金融研究*, 2016, (9) :177 – 192.
- [42] Ng, A. , A. Yuce, and E. Chen. Determinants of State Equity Ownership, and Its Effect on Value/ Performance: China's Privatized Firms [J]. *Pacific – Basin Finance Journal*, 2009, 17, (4) :413 – 443.
- [43] Boubaker, S. , and H. Sami. Multiple Large Shareholders and Earnings Informativeness [J]. *Review of Accounting and Finance*, 2011, 10, (3) :246 – 266.
- [44] Boateng, A. , and W. Huang. Multiple Large Shareholders, Excess Leverage and Tunneling: Evidence from an Emerging Market [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2017, 25, (1) :58 – 74.
- [45] Hope, O. , H. Yue, and Q. Zhong. China's Anti – Corruption Campaign and Financial Reporting Quality [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37, (2) :1015 – 1043.
- [46] Ge, W. , Z. Li, Q. Liu, and S. Mcvay. Internal Control over Financial Reporting and Resource Extraction: Evidence from China [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38, (2) :1274 – 1309.
- [47] Chen, D. , D. Jiang, S. Liang, and F. Wang. Selective Enforcement of Regulation [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2011, 4, (1 – 2) :9 – 27.
- [48] Lu, H. , H. Pan, and C. Zhang. Political Connectedness and Court Outcomes: Evidence from Chinese Corporate Lawsuits [J]. *The Journal of Law and Economics*, 2015, 58, (4) :829 – 861.
- [49] Lin, S. , F. Chen, and L. Wang. Identity of Multiple Large Shareholders and Corporate Governance: Are State Owned Entities Efficient MLS? [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2020, 55, (1) :1305 – 1340.
- [50] Jiang, F. , Y. Ma, and X. Wang. Multiple Blockholders and Earnings Management [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64, (C) ,101689.
- [51] Gul, F. A. , D. Wu, and Z. Yang. Do Individual Auditors Affect Audit Quality? Evidence from Archival Data [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88, (6) :1993 – 2023.
- [52] Kim, C. (F.) , and L. Zhang. Corporate Political Connections and Tax Aggressiveness [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33, (1) :78 – 114.
- [53] Chaney, P. K. , M. Faccio, and D. Parsley. The Quality of Accounting Information in Politically Connected Firms [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51, (1 – 2) :58 – 76.
- [54] 魏涛, 陆正飞, 单宏伟. 非经常性损益盈余管理的动机、手段和作用研究[J]. *北京: 管理世界*, 2007, (1) :113 – 121.

Reverse Mixed Ownership Reform and Earnings Management of Private Listed Companies

LIU Xiao-xia¹, LI Ming-hui²

(1. School of Economics & Management, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing, Jiangsu, 210094, China;

2. Business School, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu, 210093, China)

Abstract: “Reverse mixed ownership reform” of private enterprises not only brings the changes of equity structure but also brings resource effects and governance effects. Therefore, reverse mixed ownership reform (introduction of state-owned capital) will affect the business operations of private enterprises. Some literature has examined the impact of reverse mixed reform on the financing constraints and corporate performance of private enterprises, but it is unknown whether “reverse mixed ownership reform” affects the enterprises’ propensity of earnings management and how it realizes that. Using the data from 2007 to 2020 of A-share non-financial listed companies that are private enterprises when they went public, this paper explores the impact of reverse mixed ownership reform on the earnings management propensity of private listed companies. Reverse mixed ownership reform is measured by the ratio of state shareholding among the top ten shareholders and whether the state-owned shareholders hold more than 10% of the shares. The authors use the earnings distribution method to measure the private company’s earnings management tendency. Specifically, the company is defined as earnings management suspect company if it reports a small profit or a slight increase in ROA over the previous year. Small profit is defined as the ROA of certain company which is between 0 and 0.01, and small ROA increase is defined as the change of ROA which is between 0 and 1 percent.

The baseline logit regression results show that there is a significant positive relationship between reverse mixed ownership reform and earnings management tendency. The authors alleviate the endogeneity problem by using instrumental variable two-stage regression, treatment effect model, PSM + DID, etc. and the results remain the same. The results remain unchanged when we also use alternative measures of reverse mixed ownership reform and change the definition of earnings management propensity. Such findings demonstrate that the entering of state-owned capital into private enterprises (reverse mixed-ownership reform) will not inhibit the earnings management behavior of private listed companies. On the contrary, it will promote the earnings management behavior of private enterprises.

The results of mechanism tests show that the introduction of state-owned capital is helpful to strengthen the government-enterprise relationship of private enterprises, and there is a substitution relationship between the reverse mixed reform and the political relationship of enterprise’s executives. It can be inferred that the positive relationship between the reverse mixed reform and earnings management can be attributed to a certain extent that the entry of state-owned capital can provide support for the earnings management behavior of private enterprises.

The results of heterogeneity tests demonstrate that the positive effect of reverse mixed-ownership reform on earnings management is more profound in companies which are located in areas with lower level of marketization, higher degree of government intervention, and poorer environment for private economic development. Further tests demonstrate that the positive effect of reverse mixed reform in promoting earnings management of private enterprises mainly comes from non-financial state-owned institutions. The authors further examine the effect of reverse mixed ownership reform on accrual earnings management and non-recurring profit and loss. The results show that there is no significant relationship between reverse mixed ownership reform and positive accrual earnings management, but it has a significant positive relationship with income-increasing non-recurring gains and losses. The result of mediation test shows that reverse mixed ownership reform companies partially meet the earnings threshold through income-increasing non-recurring profit and loss items. Such results demonstrate that the reverse mixed-ownership reform enterprises would achieve the earnings target through non-recurring items which are less risky than accrual earnings management.

This paper contributes to deeper understanding of the impact of property rights of different natures on earnings management and helps to the understanding of the consequences of reverse mixed-ownership reform. The findings of this paper on the positive relationship between reverse mixed ownership reform and earnings management show that reverse mixed ownership reform may have dark sides if the state-owned capital does not play a governance role actively.

Key Words: mixed ownership reform; reverse mixed ownership reform; earnings management; government-enterprise relationship; non-recurring items

JEL Classification: M41, G32, G34

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.05.011

(责任编辑:李先军)