

# 民营企业因何引入国有股东？ ——来自向下调整盈余的证据

孙亮, 刘春

(中山大学国际金融学院, 广东广州 510275)

**摘要:**我国已有逾六成的民营上市公司通过引入国有股东形成混合所有制结构,但迄今尚无研究阐明我国民营企业热衷“混改”的主要动因是获取资源还是寻求产权保护,而对此的讨论有助于明确我国民营经济当前最迫切的痛点。文章注意到,资源获取假说和产权保护假说对民营企业“混改”与其向下调整盈余之间关系的理论预期存在差别,这为阐明我国民营企业“混改”的动因提供了绝佳的研究场景。文章以2004—2018年我国A股民营上市公司为样本,研究发现民营企业“混改”将显著降低其向下调整盈余的程度,且“藏富”需求越大、所引入国有股东的保护作用越大,民营企业“混改”与其向下调整盈余之间的负向关系越明显。这说明寻求产权保护而非获取资源是我国民营企业“混改”的主要动因。文章从向下调整盈余的视角独辟蹊径,为理解和阐明我国民营企业“混改”的动因提供了新的思路和证据,也揭示了“混改”对象选择的重要性。我国民营经济当前最迫切的痛点是产权保护而非资源约束。因此,鼓励国有企业特别是中央国有企业参与产权保护需求较高的优质民营企业“混改”,既是发展壮大我国民营经济的有效途径,也有利于不同所有制经济的有效融合,提高“混改”效率。

**关键词:**民营企业;混合所有制改革;向下调整盈余;资源获取假说;产权保护假说

**中图分类号:**F276.5;F271;F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2021)08-0109-14

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20210119.102

## 一、引言

我国民营企业通常会引入国有股东而形成混合所有制结构。图1列示了我国A股市场上已“混改”民营上市公司数量及比率的年度分布情况。可以看到,已“混改”民营上市公司数量逐年递增,截至2018年底已有近1400家,占比也始终在60%以上。本文感兴趣的是,我国民营企业如此热衷于“混改”的原因究竟是什么?

现有文献对此有两种不同的解释。一种观点认为,“混改”有助于民营企业获得更多的银行信贷和进入高壁垒行业(宋增基等,2014;罗宏和秦际栋,2019;姚梅洁等,2019),即民营企业“混改”的动机在于主动获取地方政府掌握的生产要素,本文称之为资源获取假说。另一种观点则认为,“混改”有助于民营企业减少所受到的地方政府干预(张铎和宋增基,2016;李文贵和余明桂,

收稿日期:2020-09-07

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71772182,71972186);国家自然科学基金重大项目(71790603);广东省自然科学基金面上项目(2017A030313412)

作者简介:孙亮(1979-),男,江西萍乡人,中山大学国际金融学院副教授,博士生导师;

刘春(1977-)(通讯作者),女,四川仁寿人,中山大学国际金融学院副教授,博士生导师。

2017; 姚梅洁等, 2019), 即民营企业“混改”的动机在于被动规避地方政府的干预, 本文称之为产权保护假说。前一种假说对应于要素分配环节, 后一种假说的重点则在于产权保护。而遗憾的是, 现有研究尚未找到恰当的场景来区分和检验这两种假说。明晰我国民营企业的“混改”动机主要在于获取资源还是寻求产权保护, 对于明确当前我国民营经济最迫切的难点和痛点, 从而更好地实现坚定不移发展壮大民营经济的目标具有重要意义。

本文注意到, 如果资源获取假说成立, 为了规避与“混改”红利相关的政治成本, 民营企业会增加或者至少不改变其向下调整盈余的程度; 而如果产权保护假说成立, 由于“混改”能够减少民营企业所受地方政府的干预, 降低其“藏富”需求, 民营企业会减少其向下调整盈余的程度。可见, 资源获取假说和产权保护假说对于民营企业“混改”程度与其向下调整盈余之间关系的理论预期存在差别, 这就为区分这两种理论假说提供了绝佳的场景。因此, 本文从民营企业向下调整盈余的角度的切入, 以 2004—2018 年我国 A 股民营上市公司为样本, 检验了我国民营企业“混改”的动因, 即资源获取假说和产权保护假说。研究发现, 民营企业“混改”将显著减少其向下调整盈余的程度, 两者之间的负相关关系在考虑自选择、遗漏变量等内生性问题后依然稳健。进一步研究发现, 民营企业“混改”负向影响其向下调整盈余的作用在“藏富”需求更大以及所引入国有股东保护作用更强的样本中更加明显。因此, 寻求产权保护而非获取资源是我国民营企业“混改”的主要动因。换言之, 当前我国民营经济最迫切的痛点应是产权保护而非资源约束。

本文可能的贡献在于: 第一, 首次尝试区分解我国民营企业“混改”动因的资源获取假说和产权保护假说, 从向下调整盈余的视角独辟蹊径进行实证检验, 为理解和辨明我国民营企业“混改”的动因提供了全新的思路和证据。第二, 本文不仅考虑“混改”程度, 还特别强调“混改”对象选择的重要性。本文手工收集和整理了民营企业所引入国有股东的基本特征, 并以此为基准进行了分析和检验, 从而为“混改”相关研究增添了新的视角和认识。

## 二、文献回顾与研究假说

### (一) 文献回顾

2013 年 11 月 12 日, 中共十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》, 其中第六点明确指出: “积极发展混合所有制经济。国有资本、集体资本和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, 有利于国有资本放大功能、保值增值、提高竞争力, 有利于各种所有制资本取长补短、相互促进、共同发展。允许更多国有经济和其他所有制经济发展成为混合所有制经济。国有资本投资项目允许非国有资本参股。允许混合所有制经济实行企业员工持股, 形成资本所有者和劳动者利益共同体。”可见, 混合所有制改革主要包括民营企业入股国有企业、国有企业员工持股和国有企业入股民营企业三个方面。

2015 年 9 月发布《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》, 将上述第一个方面即民营企业入股国有企业作为新时期国有企业改革的首要目标。国有企业混合所有制改革受到学者最多关注, 也有着最多共识。大多数学者认为, 由于民营企业具有灵活、高效和创新的比较优势, 引入民营股东能够促进国企创新(李文贵和余明桂, 2015; 陈林等, 2019), 提升国企生产

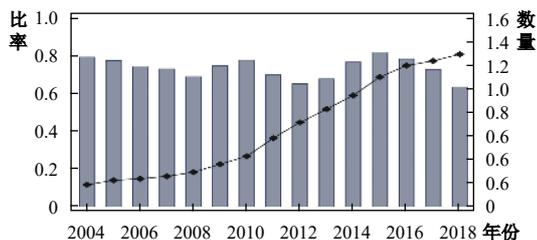


图 1 我国民营上市公司“混改”数量及比率的年度分布

效率(陈林, 2018), 改善国企治理和内部控制(刘运国等, 2016; 蔡贵龙等, 2018; 黎文飞等, 2020), 提升国企经营绩效(郝阳和龚六堂, 2017; 刘汉民等, 2018; 李红阳和邵敏, 2019)。

探讨上述第二个方面即国有企业员工持股的文献也不少, 但分歧相对较大。一些研究认为, 员工持股计划改善国企治理的作用不明显(沈昊和杨梅英, 2019), 甚至还会降低公司的财务报告质量(陈大鹏等, 2019)。而另一些研究则发现, 员工持股计划既能有效促进国企创新(孟庆斌等, 2019), 也能显著改善国企内部治理(张永冀等, 2019)。

少量文献分析了上述第三个方面即民营企业“混改”的原因和结果。在经济后果方面, 宋增基等(2014)发现, 民营企业“混改”有助于其获得更多的银行贷款及更长的贷款期限。罗宏和秦际栋(2019)的研究表明, “混改”有助于家族企业创新。在动因方面, 李文贵和余明桂(2017)认为民营企业“混改”的动机是寻求产权保护。张铎和宋增基(2016)也认为寻求产权保护是民营企业“混改”的重要原因, 但也有证据表明“混改”有助于提升民营企业的投资和创新水平, 这同时符合资源获取假说的预期。姚梅洁等(2019)提出, 民营企业“混改”的动因在于应对制度负外部性, 获取替代制度红利。而替代制度红利的概念同时包括获取资源和寻求产权保护两方面的内容。

民营企业“混改”实践已如火如荼, 业界甚至呼吁国资投资民营企业或许应成为混合所有制改革的主攻方向,<sup>①</sup>但现有文献和当前参与讨论的学者均较少, 且尚未阐明我国民营企业热衷“混改”的主要动因是获取资源还是寻求产权保护。而前者对应要素分配, 后者对应产权保护, 因此区分这两者将有助于明确当前我国民营经济最迫切的难点和痛点, 具有重要的现实意义。

## (二)理论分析与研究假说

### 1. 资源获取假说

资源获取假说认为, 民营企业“混改”的动机在于主动获取地方政府所掌握的生产要素。如果是这样, 则“混改”将显著增加民营企业的政治成本。根据 Watts 和 Zimmerman(1978)提出的政治成本理论, 企业产生高昂政治成本的三大要素分别是公众注意、高额获利和不当获利。第一, 截至 2018 年底, 我国共有企业 3474.2 万家, 而 A 股上市公司只有 3563 家。<sup>②</sup>作为我国万里挑一、信息披露充分且股份公开交易的企业, 民营上市公司从来不会缺乏公众关注。第二, 现有文献表明, “混改”确实能为民营企业带来丰厚回报, 如进入高壁垒行业(宋增基等, 2014; 罗宏和秦际栋, 2019; 姚梅洁等, 2019)。第三, 如果民营企业通过“混改”主动获取资源, 则可能会破坏同行及本地企业之间资源竞争的公平性, 难逃“占便宜”之嫌, 从而极易被视为不当获利者。

高昂的政治成本往往会给企业带来更多的监管, 甚至可能是过度监管。在不当获利和公众注意都不可改变的情形下, 企业唯一能够采取的减少损失的方式, 就是通过向下调整会计盈余来减少获利。Chen 等(2011)发现, 在政府严格调控房价的时期, 我国房地产上市公司明显增加了向下调整的盈余管理行为。叶青等(2012)以及唐松等(2017)发现, 在实际控制人首次登上“胡润百富榜”之后, 上市公司明显增加了向下调整盈余的程度。刘运国和刘梦宁(2015)发现, 在 PM2.5 “爆表”事件后, 重污染企业增加了向下调整的盈余管理行为。因此, 如果资源获取假说成立, 则应该能够观察到“混改”程度越高的民营企业, 向下调整盈余的程度越高。

同时, 本文还注意到, 相对于通过“混改”进入高壁垒行业, 当以获取信贷资源为主要动因时, 民营企业向下调整盈余的动机较弱。与高壁垒行业通常和高额垄断利润相联系不同的是, 信贷资源并不必然意味着高额利润, 还取决于“混改”民营企业的资金管理或使用能力, 这便减少

<sup>①</sup> 例如, 银河证券首席经济学家左晓蕾于 2014 年 9 月 9 日在《上海证券报》发表评论文章《国资投资民企应成“国混改”主攻方向》。

<sup>②</sup> 详见“中国日报网”的报导《市场监管总局: 2018 年全国新增企业 670 万户》。

了通过“混改”牟取“高额获利”和“不当获利”的嫌疑,从而削弱了向下调整盈余的动机。此外,盈余管理还具有反转效应。例如,基于某项固定资产的累计折旧总额在一定期间内不会发生改变的事实,如果前期超额计提累计折旧以向下调整盈余,则必然会减少后期的折旧金额,从而形成反转。盈余管理的反转效应可能会减弱甚至完全抵销向下调整盈余的行为。综上所述,本文提出以下假说:

假说1:如果民营企业“混改”的主要动因在于获取资源,则其他条件相同时,“混改”程度较高的民营企业向下调整盈余的程度较高或者不存在明显差异。

## 2. 产权保护假说

产权保护假说认为,民营企业“混改”的主要动机在于被动规避地方政府的干预。地方官员有时会干预民营企业经营(黄玖立和李坤望,2013;李文贵和余明桂,2017),为了规避地方官员干预,民营企业相对便捷的做法就是通过增加向下调整盈余而隐藏其支付能力,即所谓的“藏富”行为。对此,Zhang和Zhang(2019)以及Chang等(2017)分别提供了来自美国和中国上市公司的证据。

民营企业的“藏富”行为能够在一定程度上减少所受地方官员的干预,但存在较大的成本。一方面,向下调整盈余会增加企业与银行、客户、供应商和员工等利益相关者之间的交易成本,可能导致客户、供应商和员工等关键资源流失,从而引起未来经营绩效下滑或波动(王福胜等,2014)。另一方面,向下调整盈余还会导致企业股票被错误定价甚至被严重低估(Penman和Zhang,2002;Lev等,2005),这既不利于市值管理,更不利于吸引战略投资者,从而损害企业长远发展。

引入国有股东可以在较大程度上减少民营企业所受地方官员的干预,从而降低其“藏富”需求。事实上,国有股东的保护作用具有强激励的特征。一方面,如果民营企业受地方政府干预而发生支付,则国有股东同样需按其持股数量承担相当比例的损失。另一方面,即使国有股东的持股比例并不太高或者所需承担的损失额并不太重要,参股企业遭受损失对国有股东而言也是一件很“没面子”的事情。在我国这样一个典型的“面子社会”中(翟学伟,2004),下人“面子”重则不啻伤人性命,轻亦等同伤人身体(易中天,1996)。即使不考虑实质性的物质利益,国有股东也具有天然的强激励去保护其参股的民营企业。寻求产权保护的初心还将“混改”民营企业置于弱者的地位。而由于我国历来有着“同情弱者”的传统,儒家“仁爱”的思想也一直强调“恻隐之心,人皆有之”的观念和“以幼者弱者为本位”的理念,<sup>①</sup>因此以寻求产权保护为出发点的“混改”行为不太可能使民营企业被视为不当获利者。也就是说,在得到国有股东保护后,“混改”民营企业的“藏富”需求下降,其向下调整盈余的程度应该明显降低。综上所述,本文提出以下假说:

假说2:如果民营企业“混改”的主要动因在于寻求产权保护,则其他条件相同时,民营企业的“混改”程度越高,向下调整盈余的程度越低。

## 三、研究设计

### (一)样本与数据

本文以2004—2018年我国沪深A股民营上市公司作为初始样本。遵循现有文献的惯例,本文剔除了金融业和所需关键数据缺失的公司,由此得到13641个样本,其中向上调整盈余的样本7123个,向下调整盈余的样本6518个。鉴于向下调整盈余才是检验民营企业“混改”的资源

<sup>①</sup> 详见《孟子·梁惠王上》和人民文学出版社1981年版的《鲁迅全集》第1卷。

获取假说和产权保护假说的绝佳场景，本文最终的有效观测值由向下调整盈余的 6 518 个样本组成。

本文使用的上市公司股东信息主要来自 CSMAR 数据库，但由于其中仅包含上市公司股东名称和持股比例数据，上市公司各年各股东终极控制人产权性质、行政级别、规模和成立年限等信息则通过天眼查手工收集整理得到。此外，上市公司财务数据来自 WIND 数据库，数据处理采用 Stata15.0 计量分析软件。

## (二)模型与变量

为了考察民营企业“混改”程度对其向下调整盈余行为的影响，本文构建了如下的基准回归模型：

$$|EMJS_{it}| = \alpha_0 + \alpha_1 PMOR_{it} + \alpha_j X_{it} + \alpha_j \sum Year + \alpha_k \sum Industry + \xi_{it} \quad (1)$$

模型(1)中的因变量是样本公司向下调整盈余程度的绝对值。本文首先采用基本 Jones 模型来估计样本公司各年的盈余管理程度(Jones, 1991)。尽管已衍生出一系列的扩展形式，但是基本 Jones 模型依然是现有文献在估算公司盈余管理程度时运用最广泛且争议最小的方法(Kim 等, 2017; Lo 等, 2017)。基本 Jones 模型如下：

$$\frac{ACC_t}{ASS_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{ASS_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t}{ASS_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{ASS_{t-1}} + \varepsilon$$

其中， $ACC_t$  是公司第  $t$  年的总应计额，以扣除非经常性损益后的净利润减去经营活动现金净流量来计算。 $\Delta REV_t$  是公司第  $t$  年与第  $t-1$  年的营业收入变化额， $PPE_t$  是公司第  $t$  年末固定资产的原值。 $ASS_{t-1}$  是公司第  $t$  年初的资产总额，以消除公司规模的影响。分行业分年度拟合上式所得到的残差反映的是总应计额偏离经济交易的未预期部分，即样本公司各年的盈余管理程度。保留其中小于零的样本后对其取绝对值，即得到本文所需的样本公司各年向下调整盈余的程度  $|EMJS|$ 。

模型(1)中的核心解释变量  $PMOR_{it}$  是民营企业  $i$  在第  $t$  年末的“混改”程度。本文参考蔡贵龙等(2018)以及姚梅洁等(2019)的做法，以公司前十大股东中所有国有股东的持股比例之和来衡量。具体地，首先以 CSMAR 数据库提供的股东名称为基础，通过天眼查确定每个股东终极控制人的产权性质，然后将样本公司在第  $t$  年末的所有国有股东的持股比例相加，即得到  $PMOR_{it}$ 。估计基准模型时，我们最关心的就是  $PMOR_{it}$  的系数  $\alpha_1$  的符号和显著性。根据上文的理论分析，如果资源获取假说成立，则  $\alpha_1$  应不显著或显著大于零；而如果产权保护假说成立，则  $\alpha_1$  应显著小于零。

参考 Ali 和 Zhang(2015)、Dou 等(2016)以及 Kim 等(2017)等文献，模型(1)中纳入了一系列控制变量，用  $X_{it}$  表示。控制变量主要包括公司规模(Size)、负债率(Leverage)、成长性(Growth)、绩效(ROA)、财务困境可能性(Altman Z)以及上市年龄(Age)。此外，模型(1)中还纳入了年度和行业固定效应。本文对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理以缓解异常值的潜在影响，并使用公司层面的聚类标准误以获得更加稳健的推断。

表 1 中 Panel A 列示了模型(1)中变量的定义和衡量方法，Panel B 报告了其描述性统计特征。可以看到， $|EMJS|$  的均值为 0.058，这与刘慧龙等(2014)的描述性统计结果基本一致，同时说明向下调整盈余的 A 股上市公司每年隐藏的净利润平均为 1.18 亿元。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 20.27 亿元×0.058=1.18 亿元，其中 20.27 亿元是本文样本公司年末资产总额的均值。

表 1 主要变量定义与描述性统计

Panel A: 变量定义和衡量方法					
EMJS	样本公司以基本 Jones 模型所估计的向下调整盈余程度的绝对值				
PMOR	样本公司年末“混改”程度				
Size	样本公司年末总市值的自然对数				
Leverage	样本公司年末总负债与总市值的比值				
Growth	样本公司年末权益市值与净资产的比值				
ROA	样本公司年度资产净利率				
Altman Z	样本公司年度 Altman Z 指数				
Age	样本公司上市年限的自然对数				
Industry	行业虚拟变量				
Year	年度虚拟变量				
Panel B: 描述性统计					
	均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数
EMJS	0.058	0.06	0.017	0.039	0.077
PMOR	0.039	0.056	0	0.018	0.052
Size	22.421	0.945	21.744	22.375	23.008
Leverage	0.214	0.174	0.075	0.164	0.312
Growth	4.478	4.184	2.071	3.211	5.217
ROA	0.015	0.076	0.002	0.025	0.054
Altman Z	7.985	10.438	2.32	4.398	8.687
Age	1.918	0.706	1.386	1.946	2.485

#### 四、实证结果分析

##### (一) 基准回归分析

表 2 报告了模型(1)的回归结果。本文最关心的是列(1)即针对向下调整盈余的样本公司的检验结果。可以看到,列(1)中 *PMOR* 的估计系数显著小于零,说明民营企业“混改”程度越高,向下调整盈余的程度越低。这与产权保护假说的预期相符,说明民营企业“混改”程度越高则“财富”需求越小,从而显著减少了向下调整盈余的程度。上述发现在经济意义上也是显著的。由列(1)中的估计结果可知,民营企业“混改”程度每增加 1%,其向下调整盈余的程度将减少 4.1%。这意味着相对于“混改”程度处在 25% 分位数的民营企业,“混改”程度处在 75% 分位数的民营企业每年将减少向下调整盈余约 7 115 万元。<sup>①</sup>列(2)报告了针对向上调整盈余的样本公司的检验结果。可以看到,*PMOR* 的估计系数不显著,说明民营企业“混改”并不会影响其向上调整盈余的行为。

##### (二) 内生性检验

1. 自选择。本文的研究可能存在内生性问题。如果“混改”程度不同的民营企业在规模、负债率和绩效等方面存在系统性差异,则表 2 的结果可能会存在自选择问题。对此,本文采用了倾向得分匹配法。首先,设置一个虚拟变量 *PMORDum*,民营企业“混改”程度高于样本中位数时取值为 1,否则为 0。然后,以 *PMORDum* 为因变量,以基准回归模型(1)中的所有控制变量即公司规模、负债率、成长性、绩效、财务困境可能性以及上市年龄作为自变量进行 *Probit* 回归,由此得到

<sup>①</sup> 222 700 万元×4.1%×(0.077-0.017)/0.077=7 115 万元,其中 222 700 万元是本文所有向下调整盈余的样本公司年末资产总额的均值。

每个样本每年成为“混改”程度高的民营企业的倾向得分。本文以此为基础，将“混改”程度较高的民营企业作为处理组，逐一为其匹配一个倾向得分最为接近的“混改”程度低的民营企业作为控制组。为了提高匹配质量，本文采用不放回无重复抽样的方法，并要求同时满足共同支持和1%的卡尺约束，最终得到了2454对匹配后的有效样本。经过PSM匹配，处理组与控制组在上市时间、公司规模、绩效和成长性等方面不再有显著差异。本文对配对后的样本重新进行了回归，研究结论没有发生实质性改变。

2. 遗漏变量。本文的另一个内生性来源是遗漏变量问题。如果存在同时影响PMOR和|EMJS|的未观测因素，则本文的估计结果会出现偏误。对此，本文主要采用了三种方法来缓解遗漏变量问题。第一，控制公司固定效应。公司固定效应回归通过平减样本均值的方法来缓解企业文化等基本不随时间变化的潜在遗漏变量的影响。表3的Panel A报告了控制公司固定效应的回归结果。可以看到，在控制了公司固定效应后，PMOR的估计系数依然显著为负。第二，一阶差分回归。一阶差分回归通过构建样本相邻两期之间的Change Model来消除不随时间变化的潜在遗漏变量的影响。通常而言，Panel A的个体固定效应回归可能会产生较大的测量误差，而一阶差分回归则较少面临测量误差的副作用。表3的Panel B报告了一阶差分回归结果。可以看到， $\Delta PMOR$ 的估计系数依然显著为负。第三，双重差分回归。本文以民营企业是否“混改”作为外生冲击，将“混改”状态发生变化的样本作为实验组，将“混改”状态始终不变的样本作为对照组，构建了如下的双重差分模型：

$$|EMJS| = \alpha_0 + \alpha_1 Treat \times Post + \alpha X + \gamma + \eta + \lambda + \xi \quad (2)$$

其中，Treat是衡量民营企业是否“混改”的虚拟变量，民营企业“混改”状态发生变化时取值为1，“混改”状态一直没有变化时取值为0。Post是测度民营企业“混改”状态发生变化时间的虚拟变量，“混改”状态发生变化之后的年份取值为1，之前的年份取值为0。根据实际情况，可将民营企业“混改”状态的变化划分为“从无混改到有混改”和“从有混改到无混改”两类。 $\gamma$ 、 $\eta$ 和 $\lambda$ 分别表示行业、年度和公司固定效应。由于已经控制了年度和公司固定效应，模型(2)中不再单独纳入Treat和Post，而只是纳入两者的交互项Treat×Post。我们最关心的就是Treat×Post的系数 $\alpha_1$ 的符号和显著性。如果民营企业“混改”会减少其向下调整盈余的程度，则当“从无混改到有混改”变化时， $\alpha_1$ 应显著小于零；而当“从有混改到无混改”变化时， $\alpha_1$ 应显著大于零。

表3的Panel C报告了双重差分回归结果。从列(1)中可以看到，当“从无混改到有混改”变化时，Treat×Post的估计系数显著为负，说明在引入国有股东之后，民营企业向下调整盈余的程度明显下降。从列(2)中可以看到，当“从有混改到无混改”变化时，Treat×Post的估计系数显著为

表2 民营企业“混改”与盈余管理

	被解释变量:  EMJS		
	(1)向下调整	(2)向上调整	(3)全样本
PMOR	-0.041*** (0.01)	-0.013 (0.02)	-0.030** (0.01)
Size	0.006*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.008*** (0.00)
Leverage	-0.017** (0.01)	0.003 (0.01)	-0.018*** (0.01)
Growth	0.002*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.002*** (0.00)
ROA	-0.330*** (0.02)	0.047** (0.02)	-0.227*** (0.01)
Altman Z	-0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
Age	-0.000 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)
Industry	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
N	6518	7123	13641
adj. R <sup>2</sup>	0.230	0.074	0.114

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。回归中的连续变量均经过上下1%的Winsorize处理。括号内为估计系数的标准误，所有回归均包含但未报告截距项。t值经过公司层面Cluster标准误和White异方差稳健性修正。下表同。

正,说明在失去国有股东之后,民营企业向下调整盈余的程度明显增加。双重差分模型的检验结果再次证明了本文的研究结论,即民营企业“混改”会显著减少其向下调整盈余的程度。

### 五、进一步研究

上文结果表明,民营企业“混改”将减少其向下调整盈余的程度,但两者之间的内在机理尚未得到验证。这部分首先从地区制度环境和民营企业特征的视角,分析民营企业“混改”与其向下调整盈余之间的关系,以验证本文的理论逻辑;然后,讨论国有股东的异质性对民营企业“混改”与其向下调整盈余之间关系的影响,通过强调和考察“混改”对象选择的重要性,为民营企业“混改”提供更加丰富和有针对性的政策建议。

#### (一)“藏富”需求的影响

1. 地区层面异质性。现有文献表明,地方政府规模越大、官员腐败程度越高,当地公司面临越大的风险,从而“藏富”需求越强(Chang等,2017;Lin等,2019)。如果产权保护假说的理论逻辑成立,则当民营企业注册地的地方政府规模大或官员腐败程度高时,“混改”程度与其向下调整盈余之间的负相关关系应更加明显。表4报告了地区层面异质性的检验结果。其中,Panel A将样本公司按其所在地区地方政府规模的中位数分为高低两组,地方政府规模数据来自王小鲁等(2019)编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》。Panel B将样本公司按其所在地区官员腐败程度的中位数分为高低两组,地区官员腐败程度以世界银行2005年开展“中国企业家调查”得到的企业差

表3 考虑遗漏变量问题

Panel A: 控制公司固定效应(N=6 065)		
	被解释变量:  EMJS	
PMOR	-0.048*(0.03)	
控制变量	控制	
Industry、Year 和 Firm	控制	
Panel B: 一阶差分(N=3 093)		
	被解释变量: Δ EMJS	
ΔPMOR	-0.098*** (0.04)	
控制变量	控制	
Industry 和 Year	控制	
Panel C: 双重差分(N=1 681、1 691)		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)从无混改到有混改	(2)从有混改到无混改
Treat×Post	-0.007*(0.00)	0.009*(0.00)
控制变量	控制	控制
Industry、Year 和 Firm	控制	控制

表4 地区层面异质性

Panel A: 地方政府规模		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)地方政府规模较大	(2)地方政府规模较小
PMOR	-0.064*** (0.02)	-0.023 (0.02)
控制变量	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制
N	2 095	4 423
adj. R <sup>2</sup>	0.206	0.246
β <sub>(1)</sub> -β <sub>(2)</sub>	-0.041** [p=0.03]	
Panel B: 官员腐败程度		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)官员腐败程度较高	(2)官员腐败程度较低
PMOR	-0.070*** (0.02)	-0.015 (0.02)
控制变量	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制
N	2 983	3 483
adj. R <sup>2</sup>	0.264	0.213
β <sub>(1)</sub> -β <sub>(2)</sub>	-0.055*** [p=0.00]	

注: β<sub>(1)</sub>-β<sub>(2)</sub>为核心解释变量的组间系数差异,方括号内为组间系数差异检验的p值。下表同。

旅、娱乐和会议费用占销售收入的比重来衡量(Cai等, 2011)。可以看到,与上文预期一致,仅在地方政府规模较大或官员腐败程度较高的地区, $PMOR$ 的估计系数显著为负;而在地方政府规模较小或官员腐败程度较低的地区, $PMOR$ 的估计系数不显著。核心解释变量系数的组间差异检验也表明,在地方政府规模较大或官员腐败程度较高的地区, $PMOR$ 的估计系数明显较小。上述检验从地区制度环境异质性的视角验证了产权保护假说的理论逻辑。

2. 公司层面异质性。Svensson(2003)指出,公司被干预的概率和程度是其与腐败官员之间讨价还价的结果。公司支付能力越强或拒绝支付的能力越低,被干预的概率和程度越高。如果产权保护假说的理论逻辑成立,则当民营企业的规模较大或现金流较充沛时,“混改”程度与其向下调整盈余之间的负相关关系应更加明显。表5报告了公司层面异质性的检验结果。其中,Panel A将样本公司按其总市值的中位数分为高低两组,Panel B将样本公司按其资产创现率的中位数分为高低两组。可以看到,与预期一致,仅对于规模较大或现金流较充沛的公司, $PMOR$ 的估计系数显著为负;而对于规模较小或现金流较短缺的公司, $PMOR$ 的估计系数不显著。本文还考虑了公司本地化程度的影响。Chang等(2017)指出,本地化程度较高的公司受地方政府的影响较大,具有较强的“藏富”需求。如果产权保护假说的理论逻辑成立,则当民营企业的本地化程度较高时,“混改”程度与其向下调整盈余之间的负相关关系更明显。本文手工整理了样本公司分部报告中所披露的销售区域信息,按公司注册地是否属于其最重要的前五个销售区域,将其划分为本地化程度高低两组,并以此为基础进行分组检验,结果见表5中Panel C。可以看到,同样与预期一致, $PMOR$ 的估计系数仅对于本地化程度较高的公司显著为负,对于本地化程度较低的公司则不显著。上述检验从公司层面异质性的视角验证了产权保护假说的理论逻辑。

(二)“混改”对象选择的重要性

除了“混改”程度外,“混改”对象选择应该也很重要。民营企业所引入国有股东的保护作用越大,受地方政府干预的概率和程度越低,“藏富”需求也就越弱。根据产权保护假说的逻辑,民营企业“混改”减少向下调整盈余的作用在所引入国有股东保护作用大的样本中应更加明

表5 公司层面异质性

Panel A: 公司规模		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)公司规模较大	(2)公司规模较小
$PMOR$	-0.045 <sup>**</sup> (0.02)	-0.024(0.02)
控制变量	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制
N	3 259	3 259
adj. R <sup>2</sup>	0.158	0.305
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.021 <sup>**</sup> [p=0.05]	
Panel B: 公司现金流		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)公司现金较充沛	(2)公司现金较短缺
$PMOR$	-0.049 <sup>*</sup> (0.02)	-0.018(0.02)
控制变量	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制
N	3 259	3 259
adj. R <sup>2</sup>	0.257	0.543
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.031 <sup>*</sup> [p=0.09]	
Panel C: 公司本地化程度		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)公司本地化程度较高	(2)公司本地化程度较低
$PMOR$	-0.063 <sup>*</sup> (0.02)	0.025(0.07)
控制变量	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制
N	2 889	458
adj. R <sup>2</sup>	0.188	0.234
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.088 <sup>*</sup> [p=0.09]	

显。本文将从所引入国有股东的行政级别、规模和成立年限三个方面来刻画其保护作用,进一步分析民营企业“混改”与其向下调整盈余之间的关系。

表6报告了检验结果,其中Panel A将样本公司按其国有股东中是否有中央国企进行分组,Panel B和Panel C将样本公司分别按其国有股东的注册资本和成立年限的中位数分为高低两组。国有股东的行政级别、注册资本和成立年限等信息以CSMAR数据库提供的股东名称为基础,通过天眼查逐一手工收集和整理得到。需要说明的是,如果样本公司在同一年度存在多个国有股东,则只要其中至少有一家中央国企,其国有股东的行政级别就被界定为中央国企。同时,注册资本和成立年限采用样本公司所有国有股东的均值。可以看到,仅当所引入国有股东的行政

表6 “混改”对象选择的重要性

Panel A: 国有股东的行政级别		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)国有股东为中央国企	(2)国有股东为地方国企
<i>PMOR</i>	-0.043 <sup>**</sup> (0.02)	-0.017(0.03)
控制变量	控制	控制
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	3 486	3 032
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.185	0.273
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.026 <sup>*</sup> [ <i>p</i> =0.06]	
Panel B: 国有股东的规模		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)国有股东规模较大	(2)国有股东规模较小
<i>PMOR</i>	-0.031 <sup>*</sup> (0.02)	-0.025(0.02)
控制变量	控制	控制
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	3 530	2 988
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.203	0.262
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.007 <sup>*</sup> [ <i>p</i> =0.09]	
Panel C: 国有股东的成立年限		
	被解释变量:  EMJS	
	(1)国有股东成立年限较长	(2)国有股东成立年限较短
<i>PMOR</i>	-0.039 <sup>**</sup> (0.02)	-0.013(0.03)
控制变量	控制	控制
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	3 125	3 393
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.198	0.266
$\beta_{(1)}-\beta_{(2)}$	-0.026 <sup>**</sup> [ <i>p</i> =0.05]	

级别较高、规模较大和成立年限较长时,*PMOR*的估计系数显著为负;而对于所引入国有股东保护作用较小的民营企业,*PMOR*的估计系数不显著。上述检验从所引入国有股东保护作用的角度进一步明确了民营企业“混改”与其向下调整盈余之间的内在关联,也表明民营企业选择合适的“混改”对象确实非常重要。

(三)替代解释

本文的实证发现可能还有其他解释。Bradshaw等(2019)发现,基于政治晋升的考虑,我国国有企业的避税程度低于民营企业。如果国有股东的进入有效抑制了民营企业的避税行为,则同样会观察到本文的结果。如果避税假说成立,则至少应当能够观察到以下两个基本事实:第一,民营企业“混改”减少向下调整盈余的作用在避税程度高的样本中更加明显。第二,民营企业“混改”减少向下调整盈余的作用在注册地税收征管力度低的样本中更加明显。为了排除上述替代解释,本文分别按企业的有效税率及其注册地税收征管力度的中位数将样本分为高低两组。检验结果表明,仅对于避税程度较低和注册地税收征管力度较高的样本,*PMOR*的估计系数显著为负。这说明避税假说并不能有效解释本文的实证发现,不影响本文的研究结论。

另一种可能的替代解释是,引入国有股东使民营企业的内部流程更加规范和严格,从而有效抑制了其向下调整盈余的行为。如果内控假说成立,则应当能够观察到以下基本事实:民营企

业“混改”减少其向下调整盈余的作用在内部控制较差的样本中更加明显。本文以迪博内部控制与风险管理数据库(DIB)提供的中国上市公司内部控制指数为基础,分年度按中位数将公司划分为内控质量高低两组。检验结果表明,PMOR的估计系数在两组样本中均统计显著,且组间差异不显著。这说明内控假说也不能有效解释本文的实证发现,不会对本文的研究结论产生实质性影响。

#### (四)稳健性检验

第一,所有盈余管理实证研究都是对盈余管理模型的有效性和研究假设进行联合检验(孙亮和刘春,2008)。只有在估计模型能够公允地刻画公司盈余管理程度的情形下,所得结论才是可靠的。为了缓解上述担忧,除了使用基本Jones模型外,本文还采用了现有文献中使用较多的另外两种盈余管理估计方法。第二,改变核心解释变量的衡量方法,主要包括:(1)以民营企业是否“混改”的虚拟变量作为解释变量;(2)参考蔡贵龙等(2018)的做法,以前十大股东中第一大国有股东的持股比例和国有股东委派董事的比例作为解释变量;(3)以样本公司年末国有股东的总数量加1之后取自然对数作为解释变量。第三,鉴于被解释变量|EMJS|是截尾数据,本文采用Tobit方法重新估计了基准回归模型。第四,上文的基准回归选择在公司层面进行标准误的聚类调整,本文还尝试同时在公司和年度以及省份和年度两个维度进行了标准误的双向聚类调整。上述检验均没有对研究结果产生实质性影响,说明本文的研究结论是稳健的。

## 六、研究结论与政策涵义

混合所有制改革是我国完善基本经济制度和深化经济体制改革的重要着力点,而民营企业引入国有股份是混合所有制改革的三种主要方式之一。我国已有超过60%的民营上市公司形成了混合所有制结构,但对其“混改”动机的探讨却相对匮乏,没有形成一致的结论。资源获取假说认为,民营企业“混改”的主要动因是获取资源,以期突破制约发展的要素瓶颈。而产权保护假说则认为,民营企业“混改”的主要动因是寻求产权保护,以期应对制约发展的弱产权保护困境。明确民营企业“混改”的主要动因,对于理解当前我国民营经济最迫切的难点和痛点,以及指导今后的混合所有制改革意义重大。

本文以向下调整的盈余管理活动为场景,区分了我国民营企业“混改”的主要动因。本文没有得到支持资源获取假说的经验证据。研究发现,民营企业“混改”程度越高,向下调整盈余的程度越低,这支持了解释我国民营企业“混改”动因的产权保护假说。在考虑样本自选择和遗漏变量问题后,上述研究结论依然稳健。本文还发现,民营企业的“藏富”需求越大,“混改”减少其向下调整盈余的作用越明显,这进一步支持了产权保护假说。进一步研究发现,民营企业所引入国有股东的保护作用越大,“混改”减少其向下调整盈余的作用也越明显。这揭示了“混改”对象选择的重要性,并再次支持了产权保护假说。本文的研究具有重要的政策涵义:

第一,2018年11月,习近平总书记在民营企业座谈会上强调,全面建设小康社会,应坚定不移地壮大和发展民营经济。本文为如何壮大和发展民营经济提供了线索。本文从向下调整盈余的视角发现寻求产权保护是民营企业“混改”的重要动因,表明产权保护是当前制约我国民营经济发展的重要因素。因此,增强民营企业的产权保护,优化公平竞争的市场环境,营造风清气正的营商环境,构建“亲”“清”政商关系,有利于实现发展壮大民营经济的目标。

第二,对于推进国有企业改革,习近平总书记在2015年在吉林考察时提出了重要的“三个有利于”标准。其中,“有利于放大国有资本功能”的涵义非常深刻。叶静怡等(2019)发现,国有企业的知识溢出对民营企业创新产出具有显著的正向影响,说明我国国有企业具有弥补基础研发

市场失灵的独特作用。本文揭示出我国国有企业还具有弥补当前转型经济时期部分地区产权保护不足的独特作用。因此,积极鼓励国有企业尤其是中央国企参与民营企业“混改”,是发展壮大我国民营经济的有效途径。

第三,混合所有制改革绝非不同性质产权的简单混合,而是不同所有制经济的有效融合,取长补短,共同发展。探索不同产权在混合所有制改革中的诉求和动机尤为重要,只有诉求动机相匹配的产权才能实现有效融合并发挥协同效应。本文发现,民营企业引入国有股东的重要目的是寻求产权保护。因此,积极引导国有企业参股地区制度环境较差、规模较大、现金流较充沛和本地化程度较高的优质民营企业,有利于更好地实现不同所有制经济的有效融合,提高混合所有制改革效率。

#### 参考文献:

- [1]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.
- [2]陈大鹏,施新政,陆瑶,等.员工持股计划与财务信息质量[J].南开管理评论,2019,(1):166-180.
- [3]陈林.自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析[J].经济研究,2018,(1):81-96.
- [4]陈林,万攀兵,许莹盈.混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验[J].管理世界,2019,(10):186-205.
- [5]郝阳,龚六堂.国有、民营混合参与与公司绩效改进[J].经济研究,2017,(3):122-135.
- [6]黄玖立,李坤望.吃喝、腐败与企业订单[J].经济研究,2013,(6):71-84.
- [7]黎文飞,马新啸,蔡贵龙.混合所有制改革、公司治理与国有企业分红[J].会计与经济研究,2020,(4):59-78.
- [8]李红阳,邵敏.私人资本参与、政策稳定性与混合所有制改革的效果[J].经济学(季刊),2019,(4):1329-1350.
- [9]李文贵,余明桂.民营化企业的股权结构与企业创新[J].管理世界,2015,(4):112-125.
- [10]李文贵,余明桂.产权保护与民营企业国有化[J].经济学(季刊),2017,(4):1341-1366.
- [11]刘汉民,齐宇,解晓晴.股权和控制权配置:从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究[J].经济研究,2018,(5):175-189.
- [12]刘慧龙,王成方,吴联生.决策权配置、盈余管理与投资效率[J].经济研究,2014,(8):93-106.
- [13]刘运国,刘梦宇.雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗?——基于政治成本假说的考察[J].会计研究,2015,(3):26-33.
- [14]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.
- [15]罗宏,秦际栋.国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J].中国工业经济,2019,(7):174-192.
- [16]孟庆斌,李昕宇,张鹏.员工持股计划能够促进企业创新吗?——基于企业员工视角的经验证据[J].管理世界,2019,(11):209-228.
- [17]沈昊,杨梅英.国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J].管理世界,2019,(4):171-182.
- [18]宋增基,冯莉茗,谭兴民.国有股权、民营企业参政与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J].金融研究,2014,(12):133-147.
- [19]孙亮,刘春.什么决定了盈余管理程度的差异:公司治理还是经营绩效?——来自中国证券市场的经验证据[J].中国会计评论,2008,(1):79-92.
- [20]唐松,温德尔,孙铮.“原罪”嫌疑与民营企业会计信息质量[J].管理世界,2017,(8):106-122.

- [21]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——基于应计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.
- [22]王小鲁, 樊纲, 胡李鹏, 等. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [23]姚梅洁, 宋增基, 张宗益. 制度负外部性与市场主体的应对——来自中国民营企业的经验证据[J]. *管理世界*, 2019, (11): 158–173.
- [24]叶静怡, 林佳, 张鹏飞, 等. 中国国有企业的独特作用: 基于知识溢出的视角[J]. *经济研究*, 2019, (6): 40–54.
- [25]叶青, 李增泉, 李光青. 富豪榜会影响企业会计信息质量吗?——基于政治成本视角的考察[J]. *管理世界*, 2012, (1): 104–120.
- [26]易中天. 闲话中国人[M]. 上海: 华龄出版社, 1996.
- [27]翟学伟. 人情、面子与权力的再生产——情理社会中的社会交换方式[J]. *社会学研究*, 2004, (5): 48–57.
- [28]张铎, 宋增基. 国有股权对私有产权保护水平的影响研究[J]. *管理学报*, 2016, (12): 1873–1881.
- [29]张永冀, 吕彤彤, 苏洽. 员工持股计划与薪酬粘性差距[J]. *会计研究*, 2019, (8): 55–63.
- [30]Ali A, Zhang W N. CEO tenure and earnings management[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 59(1): 60–79.
- [31]Bradshaw M, Liao G M, Ma M. Agency costs and tax planning when the government is a major shareholder[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67(2–3): 255–277.
- [32]Cai H B, Fang H M, Xu L C. Eat, drink, firms, government: An investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms[J]. *The Journal of Law and Economics*, 2011, 54(1): 55–78.
- [33]Chang X, Li S M, Liu C, et al. Local political corruption and financial reporting conservatism[R]. Working Paper, 2017.
- [34]Chen D H, Li J Y, Liang S K, et al. Macroeconomic control, political costs and earnings management: Evidence from Chinese listed real estate companies[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2011, 4(3): 91–106.
- [35]Dou Y W, Khan M, Zou Y L. Labor unemployment insurance and earnings management[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61(1): 166–184.
- [36]Jones J J. Earnings management during import relief investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193–228.
- [37]Kim J, Lee K H, Lie E. Dividend stickiness, debt covenants, and earnings management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2017, 34(4): 2022–2050.
- [38]Lev B, Sarath B, Sougiannis T. R&D reporting biases and their consequences[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2005, 22(4): 977–1026.
- [39]Lin B, Liu J, Lu R, et al. The benefit of frequent corporate philanthropy[R]. Working Paper, 2019.
- [40]Lo K, Ramos F, Rogo R. Earnings management and annual report readability[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63(1): 1–25.
- [41]Penman S H, Zhang X J. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(2): 237–264.
- [42]Svensson J. Who must pay bribes and how much? Evidence from a cross section of firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(1): 207–230.
- [43]Watts R L, Zimmerman J L. Towards a positive theory of the determination of accounting standards[J]. *The Accounting Review*, 1978, 53(1): 112–134.
- [44]Zhang H, Zhang J. Political corruption and accounting choices[R]. Working Paper, 2019.

## Why do Private Firms Introduce State-owned Shareholders? Evidence from Downward Earnings Management

Sun Liang, Liu Chun

*(International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)*

**Summary:** More than 60% of private listed firms in China have turned into a mixed ownership structure by introducing state-owned shareholders, but so far no research has distinguished whether the private firms rush to the mixed ownership reform (hereafter MOR) to get important resource or to seek protection, about which the discussion will help to clarify the most urgent points of our private economy. We note that the resource hypothesis and the protection hypothesis have different theoretical expectations of the relationship between the MOR of private firms and their downward earnings management, which provides an excellent setting for clarifying the motivation for private firms to carry out the MOR. Specifically, the resource hypothesis believes that based on factors such as political costs and capital management capabilities, the higher the degree of MOR of private firms, the higher the degree of their downward earnings management or there exists no significant difference. However, the protection hypothesis holds that if private firms carry out the MOR for property rights protection, their need for hiding wealth will decrease, and the degree of downward earnings management should be significantly lower. Using China's A-share private listed firms from 2004 to 2018, we find that private firms will significantly reduce their downward earnings management after the MOR. Moreover, the greater the private firm's need for hiding wealth and the protection the state-owned shareholders could bring, namely, when private firms face greater risks of predation, their ability to pay is stronger or their ability to refuse to pay is weaker, the more obvious negative relationship between the MOR of private firms and their downward earnings management. Further, the greater the protection brought by state-owned shareholders with higher administrative levels, larger scales, or older ages, the more obvious the negative relationship between the MOR of private firms and their downward earnings management. This paper concludes that seeking protection rather than getting resource is the main reason for private firms to have the MOR. From a unique perspective of downward earnings management, this paper not only provides new ideas and evidence for understanding and clarifying the motivations for the MOR of private firms in China, but also reveals the importance of "who to mix with" to provide a brand-new perspective for related research. Our findings also remind relevant departments that the most urgent pain point of our private economy should be property rights protection rather than resource constraints. Encouraging SOEs, especially central SOEs, to participate in the MOR of high-quality private firms with high shelter needs is not only an effective way to strengthen private economy, but also conducive to the effective integration of different ownership economies and improving the efficiency of the MOR.

**Key words:** private firms; mixed ownership reform; downward earning management; resource hypothesis; protection hypothesis

(责任编辑 康健)