

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2023.02.008

# 引入非国有资本降低了国企的过度负债吗?\*

汪玉兰

(上海对外经贸大学会计学院, 上海 201620)

**摘要:** 结合国企混合所有制改革与“去杠杆”制度背景, 本文以2007~2021年沪深A股国有上市公司为研究对象, 分别从股权制衡度和股权多样性维度, 研究非国有资本的引入能否降低国企过度负债水平, 进而为国企高杠杆的治理提供可能路径。结果发现: 非国有资本的引入能够显著降低国企过度负债水平。具体表现为: 随着混改过程中引入非国有股东种类的增加以及股权制衡度的提高, 国企过度负债的可能性和程度降低。进一步区分中央和地方国企后发现: 股权制衡度对国企过度负债的治理效应主要体现在地方国企中, 在中央企业中表现并不显著。而股权多样性对过度负债的治理效应在中央和地方国企中均表现显著。在加入非国有股东参与治理变量后发现, 非国有股东向国企委派高管能够显著降低国企过度负债水平。机制检验结果显示: 非国有资本的引入显著提高了国企的债务融资成本, 进而降低了国企的过度负债水平。研究结论拓展和丰富了混合所有制改革经济后果和资本结构影响因素方面的文献, 同时也为通过深化混合所有制改革的方式落实国企去杠杆政策要求提供了具体路径。

**关键词:** 混合所有制改革; 非国有资本; 股权多样性; 股权制衡度; 过度负债

**中图分类号:** F272/F275   **文献标识码:** A   **文章编号:** 2095-8072(2023)02-0106-19

## 一、引言

2015年, 供给侧结构性改革提出“三去一降一补”政策要求, 2017年, 全国金融工作会议提出把国有企业去杠杆作为重中之重, 2018年, 国务院办公厅印发《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》(以下简称“意见”), 提出加强国有企业资产负债约束是打好防范化解重大风险攻坚战的重要举措。由此可见, 从提出去杠杆要求到将国企作为去杠杆重点, 中央的政策取向日益明晰。由于政府隐性担保和预算软约束的原因, 国有企业整体杠杆水平高于非国有企业, 这是导致我国非金融企业部门杠杆率偏高的主要原因(张晓晶等, 2019)。据张晓晶(2019)等统计发现, 2018年, 我国实体经济部门杠杆率达到了250%, 而国企债务占实体企业部门债务比例达到了六成以上。因此, 蒋灵多和陆毅(2018)认为, 国企的高杠杆是导致我国实体经济部门杠杆率较高的重要原因, 而实现对国企杠杆率的有效管控是抓住了去杠杆的“牛鼻子”。关于如何实现对国企高杠杆的有效治理?《意见》指出应该将加强国企资产负债率约束与深化国企改革有机结合起来, 建立国企债务治理的长效机制, 这

\*基金项目: 本文受上海市哲社(青年项目)“混合所有制改革经济后果的研究”(项目编号: 2019EGL016)资助。

为国企过度负债治理指出了明确方向。

混合所有制改革作为国企改革的重要内容，其主要动力是提高国企资本效率和公司治理水平（綦好东等，2017），而效率的提升取决于绩效和风险的平衡发展，国企过去粗放型发展模式降低了其对风险的关注，进而导致国企过度负债。本文认为：混合所有制改革能够通过两种途径实现对国企过度负债的治理效应：一方面，混改过程中非国有股东的引入，能够在一定程度上解决国企存在的“所有者缺位”和“内部人控制”等委托代理问题。非国有股东通过参与公司财务决策发挥积极的监督作用，降低国企管理者过度举债和过度投资等行为，提高国企的风险管控意识，进而可能对国企的债务风险管控发挥积极的监督效应。另一方面，我国特殊的制度背景下国企具有典型的“半企半政”特征，使其具有多元化的经营目标和经济目标，同时承担着政策性负担和赶超战略任务（Lin & Tan, 1999）。这使得国企在获取银行贷款时具有天生的融资便利、政府补贴和税收减免等优势（杨兴全和尹兴强，2018）。随着非国有资本的引入和国有持股的减少，国企政策性负担降低，这在一定程度上降低了与国有股权相伴而生的资源效应，进而强化了国企面临的融资约束（Megginson et al., 2014），增加了国企外部融资难度，进而可能对国企的过度负债行为产生一定的影响。

基于上述背景，本文以2007~2021年沪深A股国有上市公司为研究对象，研究非国有资本的引入对国企过度负债的影响。具体来讲，本文分别从引入非国有股东种类（股权多样性）和股权制衡度两个维度出发，研究非国有资本引入对国企过度负债的影响。结果发现：随着股权多样性和股权制衡度的提高，国企出现过度负债的可能性和程度发生了显著下降。进一步区分中央和地方国企后发现，股权制衡度对国企过度负债的治理效应主要体现在地方国企中，而股权多样性对国企过度负债的治理效应无论在中央还是地方国企中表现都非常显著。同时，本文加入非国有股东参与治理变量后发现，非国有股东委派高管参与国企治理，能够显著降低国企过度负债的可能性和程度。机制检验结果表明：引入非国有资本后，国企的债务融资成本发生了显著上升，进而导致国企过度负债的水平发生了显著下降。上述结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。

本文的可能贡献有：第一，丰富了企业资本结构影响因素方面的研究。现有文献大多认为由于政府隐性担保的存在以及国企承担着政策性负担，因此国企获得信贷资源的难度和成本都更低，这也是目前国企杠杆率普遍过高的主要原因，而混合所有制改革为检验政府隐性担保以及预算软约束对国企债务融资的影响提供了良好契机，本文的研究结论能够为解释国企的高杠杆问题提供可靠的经验证据。第二，从股权制衡度和股权多样性两个维度对混合所有制改革的经济后果进行研究。混合所有制改革的最终目的是通过引入非国有股东，实现不同所有制资本的相互融合、优势互补与共同发展，促进国有企业完善法人治理结构的同时促进非国有资本公平使用生产要素，发挥市场在资源配置中的决定作用，减少政府的强制干预，让不同所有制资本能够公平

分享经营收益，最终促进各种所有制经济实现共同繁荣。因此，从股权制衡度与股权多样性的视角出发对混改效果进行研究能够提供更加全面的经验证据。

## 二、文献回顾与研究假设

### （一）国企过度负债的相关研究

有关国企过度负债问题，现有文献主要从企业内部治理、制度环境和宏观经济政策等视角出发对其进行解释，并提出有效的治理路径。Buttiglione et al. (2014) 指出，政府在一国债务规模的增长过程中扮演了“啦啦队”的角色，政府可以通过对货币发行部门出台流动性保护条款、充足的资本充足率、制定有效的破产计划与债务重组方案来缓解国企的过度负债问题。张晓晶等 (2019) 将国企杠杆率攀升的主要原因概括性地总结为“四位一体”，即国企的优惠政策、地方政府的发展责任与预算软约束、金融机构的体制偏好（或歧视）以及中央政府的最后兜底，认为“四位一体”是当前国企杠杆率攀升与风险积累的体制根源。抑制国企杠杆率的攀升，需要推进体制改革，在打破债务形成机制上做文章，具体可以通过推进破产规则、硬化国企预算软约束与突出竞争中性等措施落实。关于法律变革对国企债务融资影响的研究，有学者考察了《物权法》和《动产抵押登记办法》等相关法律改革对企业资本结构的影响，结果发现抵押品法律改革显著提高了固定资产密集型企业的债务融资能力，而国有企业自有资产较多、抵押物充足，具有获取贷款的巨大便利，这导致了国企的过度负债现象（张小茜和孙佳璐，2017）。还有学者从财政政策与货币政策视角出发对国企的高杠杆现象进行了解释。他们发现：在现有的产业链中，国有企业大多处在产业链上游，而民营企业大多处在产业链下游，而扩张型财政投资支出会使得上游企业获得更多的资金，而下游企业得不到资金支持，最终造成国企的过度负债与非国企的负债不足，进而产生了杠杆率分化的现象（吕炜等，2016）。汪勇等（2018）也发现：国企大多处于产业链上游，非国企大多处于产业链的下游，其在资产价值与信贷获取方面存在着很大差异，由于国企有政府的隐性担保，其资产的抵押价值更高，获取贷款的成本更低、难度更小，因此国企出现过度负债的可能性和程度都更高。在紧缩货币政策周期下，信贷资金会更多地向国有企业倾斜，这也是导致国企杠杆率偏高的原因之一（叶康涛和祝继高，2009）。陆正飞等（2015）研究发现，与非国有企业相比，国有企业出现短期过度负债的可能性和程度都更高。但是，从长期过度负债的视角看，国有企业出现长期过度负债的可能性与程度反而更低。这是因为国企自身所拥有的债务融资优势以及预算软约束，能够帮助其以更低的成本和难度获取信贷资源。因此，国企的债务承担能力更强，最优债务水平也更高，出现过度负债的可能性也更低。

另外，国有企业除了追求经济利润最大化的同时还承担着国家的政策性负担，这使得当国有企业出现亏损时，政府无法从中区分出是经营性亏损还是政策性亏损。于是政府会通过财政补贴、贷款支持等方式对其进行解救（林毅夫和李志赞，2004），

进而降低了国企的破产风险和成本，而且即使国企无法偿还到期债务，政府隐性担保所导致的预算软约束也能让国企免于被破产清算（盛明泉等，2012）。孟宪春等（2020）认为，预算软约束和生产低效是我国国有企业过度负债的主要原因，因此，从制度上逐渐减少国有企业的政策性负担同时去除对国有企业的庇护，增强国有企业的市场竞争力，充分发挥市场在信贷资源配置和定价中的决定作用，营造公平的信贷市场环境，是深化结构性改革的关键，这对于提高政策的有效传导也具有重要意义。也有学者认为，中国企业杠杆率的“国进民退”是因为经济不确定和政府隐性担保共同造成的，因此认为稳定的经济环境是降低国企高杠杆的前提（张一林和蒲明，2018）。许晓芳等（2020）研究发现，尽管强制性去杠杆政策在一定程度上促进了非国有企业和中央企业的去杠杆程度，但是该政策对地方国有企业的去杠杆不存在显著影响。由此可见，强制性的政策要求可能并不一定能够带来国企的主动去杠杆，关键在于深化结构性改革。

## （二）混合所有制改革与国企债务融资

混合所有制改革能够在一定程度上降低政府对国企的干预，进而降低政府隐性担保，预算软约束也将变成“硬约束”，这在一定程度上降低了国企获取贷款的难度和成本，最终降低过度负债水平。因此，有学者提出，可以通过鼓励并支持民营企业参与竞争性领域的国有企业改制改组过程，实现以民营资本为主导的混合所有制经济，促进非公有制企业和中小企业的发展，完善国有企业内部治理，最终实现国有企业的去杠杆目标（谭小芬和尹碧娇，2016）。关于引入非国有资本与国企过度负债的关系，具体可以从债务承担能力、破产清算成本与代理成本三个方面进行分析。

首先，从债务承担能力看，国有企业由于自身具有的债务融资优势、政府隐性担保等原因，其债务承担能力更高，其最优负债率也更高，出现过度负债的可能性和程度相比非国企会更低。但是，当国企实施混合所有制改革之后，政府隐性担保和预算软约束带来的债务融资优势将会下降，此时混改国企的债务承担能力下降，最优负债率也会下降，如果其仍然按照过去的融资偏好进行融资，将会导致其出现过度负债的可能性和程度都提高，而引入非国有股东可以在一定程度上提高企业股东和管理层对财务风险的关注，进而能够降低企业的过度负债水平。其次，从破产清算成本看，混改的国企在脱离政府的隐性担保之后，一旦发生债务违约，或者到期无法偿还债务，将会陷入破产清算，而且其破产清算的可能性和成本都将上升，因此其发生过度负债的可能性和水平将会下降。最后，从代理成本的角度看，非国有资本的引入能够实现不同所有制资本之间的相互制衡，发挥非国有股东对国企的监督治理效应，强化国有企业的内部治理机制，有效缓解第一类代理问题，解决国有企业的“所有者缺位”问题，降低国有企业的代理成本。例如，郝云宏等（2015）研究认为，民营企业由于对融资成本的认识程度远远比国有资本更为深刻，因此更注重主营业务的发展，倾向于首先做专做精，而不像国企那样追求规模的扩张和债务的同步扩张。他们发现，相同

种类的大股东之间由于拥有共同的利益更易于结成利益联盟，而不同种类的股东代表不同的利益，因此更容易实现相互监督和制衡。郝阳和龚六堂（2017）研究发现，混合所有制改革能够帮助国有企业建立经理人薪酬激励、选聘与退出以及公司绩效评价等有效的约束机制，提高管理层薪酬业绩敏感度，抑制管理层的非效率投资现象，降低企业债务的代理成本。另外，杨兴全和尹兴强（2018）认为，以民营资本、机构资本、外资资本为代表的非国有资本股东大多具有较强的盈利动机，比较关注企业的经营业绩和风险，进而促使其更加积极地对国有企业进行监督，最终形成相互制衡和激励相容的监督约束机制，在一定程度上能缓解国企存在的监督失效和内部人控制问题，同时能够实现不同所有制资本之间博采众长的优势，帮助国有企业优化其融资决策行为，合理适度负债。

综合上述理论分析，本文提出以下研究假设：

H1a:在其他条件相同的情况下，引入非国有资本与国有资本之间的股权制衡度越高，国企越不可能过度负债。

H1b:在其他条件相同的情况下，引入非国有股东的种类越多，国企越不可能过度负债。

### 三、研究设计

#### （一）样本选择与数据来源

本文以2007~2021年沪深A股全部国有上市公司为研究对象，之所以选择从2007年开始是因为2006年我国开始实行新的会计准则以及资本市场进行股权分置改革，这会对企业的债务融资产生一定影响，因此本文选择从2007年开始的样本。在样本筛选过程中，按照以下方式对样本数据进行了筛选：（1）剔除金融类上市公司；（2）剔除ST和\*ST的公司；（3）剔除当年新上市的公司；（4）剔除资产负债率大于1和小于0的样本；（5）为了保证样本的完整性，剔除了存在数据缺失的样本。为了降低极端值对研究结论的影响，本文对所有连续型变量进行上下1%的缩尾（winsorize）处理。有关混合所有制改革过程中非国有股东持股比例以及股东种类的数据是通过手工收集整理公司年报中披露的前十大股东性质、股东种类、持股比例得到，其他公司财务数据来自CSMAR数据库，最终得到13173个国有企业-年度观测值。具体样本筛选过程见表1。

表 1 样本筛选过程

2007~2021年沪深A股全部国有上市公司	115454
剔除ST、*ST和PT的上市公司	58834
剔除当年新上市的上市公司	28374
剔除北交所上市公司	14123
剔除了资产负债率大于1和小于0的样本	0
剔除了存在数据缺失的样本	339
剔除金融类上市公司	611
合计	13173

## （二）变量选择与模型设计

### 1. 变量选择

（1）解释变量：非国有资本。本文在引入非国有资本变量的设计方面主要借鉴杨兴全和尹兴强（2018）的研究，设置国有股和非国有股制衡度与非国有股东种类两个指标进行度量。其中国有股和非国有股制衡度指标是用非国有股持股比例与国有股持股比例的相对值进行度量（*MIXRA*）。另外，混合所有制改革的最终目的是通过引入不同性质的股权，进而实现不同股权之间的优势互补，实现国企价值的提升，因此本文认为非国有股东种类多少对国企混改目标的实现也具有重要作用。因此，本文还设置了非国有股东种类指标。具体参考La Porta et al.（1999）、马连福等（2015）以及郝阳和龚六堂（2017）的研究，将国有企业财务报告中披露的前十大股东所包含的不同股权的种类数量定义为非国有股东种类（*MIXNUM*）。在国有企业公布的前十大股东的性质信息中，可以将股东类型划分为五类：第一类是国有股东，是指国家政府部门通过直接方式或者间接方式控制形成的股东；第二类是民营股东，具体是指我国境内民营企业法人控制形成的股东；第三类是机构投资者股东，具体指由基金、保险、银行等机构投资者持股形成的股东；第四类是自然人或家族股东，指境内个人或者家族进行投资而形成的股东；第五类是外商投资股东，指依法在我国境内设立的法人企业、境外自然人或者是外商投资企业投资中国企业形成的股东。当混合所有制改革的国有企业前十大股东中包含上述五种类别股权中的一种时，*MIXNUM*取值为1，两种取值为2，以此类推，*MIXNUM*的最大值为5，最小值为1，一般来讲，当*MIXNUM*取值越大时，表明股权多样性越高。

（2）被解释变量：过度负债。在计算过度负债之前，首先需要得出企业的目标资产负债率，然后用企业实际资产负债率减去目标资产负债率之后得出企业的过度负债指标。有关目标负债率主要有三种衡量方式：第一种，回归分析法，有关企业资本结构的研究发现，我国企业的目标资产负债率主要是由企业自身财务特征因素决定的。因此，在计算最优负债率时，可以用实际负债率对企业财务特征变量进行回归，将得到的拟合值作为企业的目标资产负债率（姜付秀等，2008；Uysal，2011；Denis & Mckeeon，2012），然后用企业的实际资产负债率减去目标负债率，得出企业过度负债指标；第二种，行业均值或行业中位数法。李志生等（2015）研究发现，我国企业的资产负债率存在着“同群效应”现象，即同行业中的企业会参照行业中其他企业的资产负债率水平制定自身的资产负债率水平，尤其是行业中的龙头企业，其资产负债率水平对同行业其他企业资产负债率的影响更为明显，这可能是由于不同行业企业受到外部行业环境的影响不同，进而使得不同行业之间的资本结构存在较大差异。因此有部分学者采用资产负债率的行业均值衡量企业的目标资产负债率。但也有学者认为行业均值可能会受到极端值的影响，因此选用行业中位数作为目标资产负债率；第三种，Kink值法，该方法认为，负债所能带来的税盾收益是决定企业最优债

务水平的关键因素，因此该方法将达到最大税收优惠时的利息支出/实际利息支出所对应的负债水平定义为最优债务水平（Graham, 2000; Caskey et al., 2012）。但现有关于资本结构影响因素的研究发现，税收因素对企业资产负债率的影响并不显著（Rajan & Zingales, 1995; Ztekin & Flannery, 2012; Chang et al., 2014）。因此，现有研究大多采用回归分析法衡量企业目标负债率进而得出过度负债指标。此外，考虑到我国资本市场存在较大的噪音，用市场负债率表示企业的负债水平可能不妥当，因此本文采用企业账面资产负债率指标对企业的负债水平进行度量，这更符合我国企业现状（Chang et al., 2014）。在稳健性检验中，采用资产负债率的行业均值和行业的中位数对目标资产负债率进行衡量，进而计算出过度负债指标。借鉴 Harford et al. (2009) 和 Denis & McKeon (2012) 的研究，建立如下回归模型计算企业目标资产负债率：

$$LEVB_t = \alpha_0 + \alpha_1 SOE_{t-1} + \alpha_2 ROA_{t-1} + \alpha_3 IND\_LEVB_{t-1} + \alpha_4 GROWTH_{t-1} + \alpha_5 FATA_{t-1} + \alpha_6 SIZE_{t-1} + \alpha_7 SHRCRI_{t-1} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

模型（1）中被解释变量  $LEVB$  表示企业的账面资产负债率，等于企业的总负债/总资产。控制变量的选择主要是借鉴 Chang et al. (2014) 的研究，选择了对我国企业资产负债率具有显著影响的 7 个主要因素，具体包括：产权性质（ $SOE$ ）、行业负债率的中位数（ $IND\_LEVB$ ）、企业规模（ $SIZE$ ）、总资产增长率（ $GROWTH$ ）、盈利能力（ $ROA$ ）、固定资产占比（ $FATA$ ）以及第一大股东持股比例（ $SHRCRI$ ）。在此基础上还控制了行业和年份变量，然后用企业的实际资产负债率减去模型（1）拟合出的目标资产负债率得出企业过度负债指标（ $EXLEV$ ），该指标为连续变量。同时，本文还设置过度负债虚拟变量（ $EXLEV\_dum$ ），当  $EXLEV > 0$  时， $EXLEV\_dum$  取 1，当  $EXLEV < 0$  时， $EXLEV\_dum$  取 0。

## 2. 模型设计

借鉴陆正飞等（2015）的研究，设计如下模型检验引入非国有资本对国企过度负债的影响。

$$EXLEV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MIXRA/MIXNUM_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 FATA_{i,t} + \beta_6 IND\_LEVB_{i,t} + \beta_7 SHRCRI_{i,t} + \beta_8 NDTS_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} + \beta_{10} ETR_{i,t} + \beta_{11} MB_{i,t} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{Logit}(EXLEV\_dum) = \gamma_0 + \gamma_1 MIXRA/MIXNUM_{i,t} + \gamma_2 SIZE_{i,t} + \gamma_3 ROA_{i,t} + \gamma_4 GROWTH_{i,t} + \gamma_5 FATA_{i,t} + \gamma_6 IND\_LEVB_{i,t} + \gamma_7 SHRCRI_{i,t} + \gamma_8 NDTS_{i,t} + \gamma_9 EXP_{i,t} + \gamma_{10} ETR_{i,t} + \beta_{11} MB_{i,t} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon \quad (3)$$

模型（2）中被解释变量  $EXLEV$  为过度负债连续变量，该模型用于检验国企混合所有制改革对过度负债水平的影响，具体采用 OLS 回归。模型（3）中  $EXLEV\_dum$  表示是否过度负债虚拟变量，用来检验过度负债的可能性，具体采用 Logit 回归。解释变量为国有与非国有股权制衡度变量（ $MIXRA$ ），该变量又反映了国有股与非国有股东之间的股权融合度，参考杨兴全等（2018）的研究设计，首先，分别计算出国有股东和非国有股东的持股比例，即国有股持股数量占总股数的比例（ $E_s$ ）以及非国有股

持股数量占总股数的比例 ( $E_p$ )；然后，以两者中的较大者作为分母，较小者作为分子，计算出股权制衡度 ( $MIXRA = \text{Min}\{E_p, E_s\} / \text{Max}\{E_p, E_s\}$ ) 指标，该指标的取值范围为0~1。有关混改的另一个变量是股权多样性指标 ( $MIXNUM$ )，即混改过程中引入非国有股权的种类数量。本文还控制了其他可能影响过度负债的企业特征变量，具体包括：实际税率 ( $ETR$ )、账面市值比 ( $MB$ )、非债务税盾 ( $EXP$ ) 和管理费用率 ( $NDTS$ ) (姜付秀等, 2008; 陆正飞等, 2015)，同时还对行业 ( $INDUSTRY$ ) 和年度 ( $YEAR$ ) 虚拟变量进行了控制，有关各变量的说明见表2。

表2 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量度量
被解释变量	过度资产负债率	$EXLEV$	根据模型 (1) 计算出的过度资产负债率
	过度负债哑变量	$EXLEV\_dum$	当实际资产负债率减去企业目标资产负债率大于0时取值为1，反之为0
解释变量	国有与非国有股权制衡度	$MIXRA$	$MIXRA = \text{Min}\{E_p, E_s\} / \text{Max}\{E_p, E_s\}$
	股权多样性	$MIXNUM$	前十大股东中不同类型股东数量
控制变量	公司规模	$SIZE$	总资产的自然对数
	会计成长性	$GROWTH$	营业收入增长率
	固定资产占比	$FATA$	固定资产占总资产的比重
	第一大股东持股比例	$SHRCRI$	第一大股东持股比例
	非债务税盾	$NDTS$	折旧费用/总资产
	管理费用率	$EXP$	管理费用/总资产
	所得税率	$ETR$	所得税/利润总额
	资产负债率的年度行业中位数	$IND-LEVB$	资产负债率年度行业中位数
	市场成长性	$MB$	账面市值比

#### 四、假设检验与结果分析

##### (一) 描述性统计分析

表3列示了主要变量描述性统计结果。从表中数据可以看出：企业过度负债哑变量 ( $EXLEV\_dum$ ) 的均值为0.497，这说明本文研究样本中大约有一半左右的国企存在着过度负债现象。从过度负债程度变量 ( $EXLEV$ ) 看，企业过度负债均值为-0.3%，看似不高，但是从最大值看，有些企业的负债率超过了最优负债率36.9%，该类企业面临的财务风险极高。当然，也有企业存在着负债不足现象，其实际负债率比最优负债率低了37.6%。由此可见，不同国企之间在负债水平上存在着较大差异，这与之前汪玉兰等 (2020) 的研究结论类似。从反映混合所有制改革相关变量的结果看，股权制衡度指标 ( $MIXRA$ ) 的均值为26.5%，这说明在混改国企中国有股权与非国有股权持股比例相差较大，非国有股持股比例较低，没有形成较强的制衡。从引入非国有股东种类看，引入非国有股权种类的均值为3.337，即国企混改过程中平均引入了大约三种类型的股东，这与杨兴全等 (2018) 的研究结果一致。本文认为引入股权种类能够在一定程度上实现不同股权之间的优势互补，进而提高混改效果。

表 3 描述性统计

变量名	样本量	均值	中位数	方差	最小值	最大值
<i>EXLEV</i>	13173	-0.003	-0.001	0.153	-0.376	0.369
<i>EXLEV_dum</i>	13173	0.497	0.000	0.500	0.000	1.000
<i>MIXRA</i>	13173	0.265	0.159	0.257	0.011	0.971
<i>MIXNUM</i>	13173	3.337	3.000	0.806	2.000	5.000
<i>SIZE</i>	13173	22.695	22.526	1.419	20.058	26.806
<i>GROWTH</i>	13173	0.156	0.097	0.395	-0.522	2.605
<i>FATA</i>	13173	0.264	0.225	0.194	0.002	0.776
<i>SHRCRI</i>	13173	0.391	0.382	0.153	0.116	0.763
<i>NDTS</i>	13173	0.023	0.020	0.016	0.000	0.076
<i>ETR</i>	13173	0.182	0.176	0.190	-0.625	0.909
<i>EXP</i>	13173	0.034	0.029	-0.054	0.585	0.040
<i>IND-LEVB</i>	13173	0.518	0.521	0.093	0.327	0.767
<i>MB</i>	13173	0.687	0.698	0.258	0.145	1.208

## (二) 相关性分析

表4报告了主要变量之间的相关性分析结果，从表中可以看出引入非国有股东种类指标 (*MIXNUM*) 与过度负债程度 (*EXLEV*) 及过度负债可能性 (*EXLEV\_dum*) 之间都存在显著的负相关关系，但是股权制衡度指标与过度负债之间的关系并不显著。上述结果能够在一定程度上证明本文的研究假设，但是考虑到这只是单变量之间相关性的分析，其结果可能受到其他控制变量的影响，因此在多元回归分析中还将在控制其他变量的基础上对上述关系进行检验。另外，其他控制变量与企业过度负债之间的相关系数也基本符合预期。此外，表4中显示各控制变量之间的相关系数均小于0.5，方差膨胀因子 (*VIF*) 小于10。因此可以认为模型中各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表 4 主要变量的相关性分析结果

	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV_dum</i>	<i>MIXRA</i>	<i>MIXNUM</i>	<i>SIZE</i>	<i>GROWTH</i>	<i>FATA</i>	<i>SHRCRI</i>
<i>EXLEV</i>	1							
<i>EXLEV_dum</i>	0.800***	1						
<i>MIXRA</i>	0.002	0.001	1					
<i>MIXNUM</i>	-0.028***	-0.018**	0.212***	1				
<i>SIZE</i>	-0.041***	-0.037***	0.010	0.212***	1			
<i>GROWTH</i>	0.081***	0.063***	0.015*	0.010	0.022**	1		
<i>FATA</i>	-0.047***	-0.032***	-0.036***	0.015*	-0.012	0.046***	1	
<i>SHRCRI</i>	-0.084***	-0.068***	-0.459***	-0.036***	-0.038***	0.044***	-0.036***	1

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。后各表同。

## (三) 单变量检验

表5列示了有关国企与非国企过度负债水平均值对比分析结果，结果显示，在过度负债的三种度量方式下，国企过度负债水平都显著高于非国企。进一步区分中央企业和地方国企后发现，相比非国企，中央企业与地方国企的过度负债水平都显著更高，这为之后的研究提供了初步证据。

表 5 过度负债均值检验结果——分产权性质

变量	国有企业	中央企业	地方国有企业
<i>EXLEV1</i>	0.02***	0.01*	0.02*
<i>EXLEV2</i>	0.15***	0.12***	0.10***
<i>EXLEV3</i>	0.14***	0.11***	0.09***

## (四) 多元回归结果分析

## 1. 引入非国有资本与国企过度负债的基本回归结果

表6汇报了引入非国有资本与国企过度负债关系的基本回归结果,从表中可以看出,引入非国有资本显著降低了国企发生过度负债的可能性(*EXLEV\_dum*)。股权制衡度指标(*MIXRA*)的回归系数为-0.198,且在5%水平上显著,这验证了假设H1a,说明随着非国有股权和国有股权制衡度的提高,国企发生过度负债的可能性发生了显著下降,这可能是由于随着非国有股权的引入,企业更加关注自身的财务风险,公司治理机制与内部控制更加有效,进而降低了企业过度负债的可能性。同时,从引入非国有股东种类指标(*MIXNUM*)来看,其系数为-0.054,且在5%水平上显

表 6 引入非国有资本与国企过度负债的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Logit	Logit	OLS	OLS
	<i>EXLEV dum</i>	<i>EXLEV dum</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>
<i>MIXRA</i>	-0.198** (-2.454)		-0.022*** (-3.79)	
<i>MIXNUM</i>		-0.054** (-2.395)		-0.006*** (-3.884)
<i>SIZE</i>	-0.152*** (-7.921)	-0.162*** (-8.604)	-0.009*** (-6.62)	-0.010*** (-7.549)
<i>GROW</i>	0.370*** (7.481)	0.368*** (7.427)	0.034*** (10.27)	0.033*** (9.261)
<i>FATA</i>	1.158*** (6.484)	1.136*** (6.360)	0.109*** (8.89)	0.108*** (8.369)
<i>SHRCRI</i>	-0.635*** (-4.412)	-0.489*** (-3.845)	-0.068*** (-6.58)	-0.052*** (-5.739)
<i>NDTS</i>	-16.463*** (-7.973)	-16.205*** (-7.853)	-1.542*** (-11.42)	-1.506*** (-10.339)
<i>EXP</i>	-2.540*** (-2.901)	-2.640*** (-3.016)	0.062 (0.985)	0.050 (0.803)
<i>ETR</i>	0.040 (0.431)	0.041 (0.444)	-0.004 (-0.519)	-0.004 (-0.498)
<i>IND_LEVB</i>	2.479*** (4.618)	2.511*** (4.677)	0.150*** (3.776)	0.154*** (3.880)
<i>MB</i>	1.101*** (10.451)	1.136*** (10.814)	0.074*** (9.919)	0.078*** (10.511)
截距	2.037*** (4.233)	2.292*** (4.710)	0.114*** (3.298)	0.144*** (4.067)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES
N	13,173	13,173	13,173	13,173
Pseu R <sup>2</sup>	0.022	0.034		
R <sup>2</sup> _adj			0.069	0.069

著,这验证了假设H1b,说明随着引入非国有股东种类的增加,国企发生过度负债的可能性发生了显著下降。这可能是由于随着不同股权性质股东的引入,不同所有制资本之间可以发挥优势互补的作用,企业自身经营效率和市场竞争力得以提升,其内部自由现金流量水平也得以提高,对外部债务资金的依赖程度下降,最终导致过度负债可能性和水平下降。另外,本文还从过度负债程度的角度出发,研究了非国有资本引入对国企过度负债水平的影响,在表6第(3)列回归结果中,国有股与非国有股份制衡度指标(*MIXRA*)的回归系数为-0.022,且在1%水平显著,这说明随着国有股权与非国有股权制衡度的提高,国企过度负债的水平发生了显著下降。同时,股权多样性(*MIXNUM*)的回归系数为-0.006,且在1%水平上显著,这说明随着非国有股东种类的增加,企业过度负债水平也发生了显著下降。上述结论说明非国有资本的引入确实能够在一定程度上降低国企过度负债的可能性与程度。为了降低样本数据可能存在的异方差问题,本文参考Petersen(2009)提出的聚类稳健标准误估计的方法对上述模型进行重新回归,回归结果依然成立。

## 2. 进一步分析

### (1) 引入非国有股东、行政层级与国企过度负债

考虑到中央企业和地方国企在政府资源的获取方面可能存在较大差异,本文进一步区分中央企业和地方国企对引入非国有资本与国企过度负债之间的关系进行检验。具体回归结果见表7第(1)~(4)列。从股权制衡度指标(*MIXRA*)来看,表7第(1)列和第(2)列显示,随着混改过程中引入非国有股东股权制衡度的提高,国企的过度负债发生了显著下降,但这一结论仅在地方国企中成立,即股权制衡度的提高显著降低了地方国企的过度负债水平,但是并未降低中央企业的过度负债水平。这可能是由于中央企业在获取债务资源方面存在的优势比地方国企更强,因此非国有股权的制衡对其过度负债的治理效应并不明显。从混合所有制改革的另一指标股权多样性(*MIXNUM*)来看,随着混改过程中引入非国有股东种类的增加,国企的过度负债水平发生了显著下降,这一结论无论在中央企业还是地方国企中都显著成立。这在一定程度上验证了现有研究的发现,即:同质性股东在组织决策和公司治理中因差异较小容易形成利益共同体,反而会加剧掏空效应;异质性股东有着不同的背景及利益需求,为了防止单个大股东拥有绝对控制权,他们往往会对大股东进行权力制衡使其无法单独掌控公司,从而降低掏空风险,最小化大股东对中小股东的利益侵害(李婉丽等,2008)。通过本部分的分析可以发现,相比股权制衡度,股权多样性对于国企的过度负债能够发挥更有效的治理作用。

### (2) 非国有股东参与治理与国企过度负债

非国有股东参与治理是其发挥话语权的重要渠道,因此现有研究还进一步从非国有股东参与国企治理的角度出发,对混合所有制改革的效果进行了一系列检验。结果发现,相比非国有股东仅仅持有国企股权而不参与国企治理而言,非国有股东参与国企治理更能发挥积极的治理效果。因此,这里进一步从非国有股东参与国企治理的

视角出发,研究非国有股东的引入对国企过度负债行为的影响,具体回归结果见表7第(5)~(8)列。本文分别设置非国有股东委派高管占国企高管比例的连续变量(*nsoedjg*)和非国有股东是否委派高管虚拟变量(*nsoedjg\_dummy*),结果发现,无论从是否委派还是委派比例的视角出发,非国有股东委派高管参与国企治理均能够显著降低国企发生过度负债的可能性和过度负债水平。由此可见,混合所有制改革确实为国企的过度负债问题提供了较有效的解决路径。

表7 进一步分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	中央企业	地方国企	中央企业	地方国企	Logit	Logit	OLS	OLS
	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV dum</i>	<i>EXLEV dum</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>
<i>MIXRA</i>	-0.001 (-0.58)	-0.013*** (-7.78)						
<i>MIXNUM</i>			-0.018*** (-3.07)	-0.018*** (-4.44)				
<i>nsoedjg</i>					-1.199*** (-4.002)		-0.081*** (-3.887)	
<i>nsoedjg_dummy</i>						-0.104** (-2.257)		-0.008** (-2.447)
<i>SIZE</i>	0.021*** (4.59)	0.003 (1.00)	0.022*** (4.81)	0.002 (0.68)	-0.164*** (-8.702)	-0.163*** (-8.632)	-0.010*** (-7.602)	-0.010*** (-7.544)
<i>GROW</i>	-0.013 (-1.03)	0.043*** (4.07)	-0.011 (-0.89)	0.047*** (4.39)	0.371*** (7.476)	0.368*** (7.443)	0.033*** (9.311)	0.033*** (9.273)
<i>FATA</i>	0.134*** (3.11)	0.050** (2.06)	0.125*** (2.91)	0.093*** (3.92)	1.130*** (6.336)	1.139*** (6.386)	0.108*** (8.399)	0.108*** (8.433)
<i>SHRCRI</i>	-0.000 (-1.38)	-0.001*** (-3.42)	-0.001* (-1.81)	-0.001*** (-4.32)	-0.539*** (-4.205)	-0.520*** (-4.034)	-0.055*** (-5.945)	-0.054*** (-5.830)
<i>NDTS</i>	-2.370*** (-5.34)	-1.519*** (-5.99)	-2.267*** (-5.14)	-1.848*** (-7.37)	-16.378*** (-7.930)	-16.376*** (-7.927)	-1.522*** (-10.466)	-1.523*** (-10.461)
<i>EXP</i>	-0.458*** (-2.78)	0.108 (1.06)	-0.463*** (-2.82)	0.067 (0.65)	-2.628*** (-3.005)	-2.644*** (-3.021)	0.053 (0.851)	0.052 (0.828)
<i>ETR</i>	-0.021 (-0.95)	-0.002 (-0.17)	-0.020 (-0.93)	-0.003 (-0.20)	0.040 (0.429)	0.040 (0.436)	-0.004 (-0.516)	-0.004 (-0.510)
<i>IND_LEVB</i>	-0.129 (-0.96)	-0.199** (-2.36)	-0.109 (-0.82)	-0.181** (-2.14)	2.501*** (4.654)	2.468*** (4.597)	0.151*** (3.803)	0.149*** (3.748)
<i>MB</i>	0.169*** (7.16)	0.178*** (10.58)	0.172*** (7.32)	0.184*** (10.90)	1.117*** (10.630)	1.121*** (10.680)	0.076*** (10.263)	0.076*** (10.309)
截距	-0.464*** (-3.85)	0.141* (1.77)	-0.456*** (-3.82)	0.115 (1.43)	2.236*** (4.631)	2.207*** (4.574)	0.131*** (3.757)	0.130*** (3.725)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3366	5204	3366	5204	13,173	13,173	13,173	13,173
R <sup>2</sup> _adj	0.263	0.173	0.268	0.163	0.042	0.036	0.069	0.068

### 3. 稳健性检验

#### (1) 改变过度负债的度量方式

陆蓉等(2017)研究发现,同一行业中的企业会根据行业中其他企业的资产负债率水平确定自身的资产负债率水平,且这一现象在行业龙头企业中表现更为显著,他

们将这一现象称为资本结构的“同群效应”。因此本文选择将企业所在行业企业资产负债率行业年度均值作为目标资产负债率的替代变量，计算出企业过度负债可能性变量 ( $EXLEV\_dum1$ ) 与过度负债程度变量 ( $EXLEV1$ )。然后对主检验中的模型进行重新回归，得出的结论依然成立。另外，考虑到平均值可能受行业数据中的极端值影响较大，因此本文还采用资产负债率的行业中位数作为目标资产负债率，计算出企业过度负债可能性变量 ( $EXLEV\_dum2$ ) 与过度负债程度变量 ( $EXLEV2$ ) 对上述问题进行检验，回归结果显示结论仍然成立。表8列示了稳健性检验结果，从表8可以看出，在采用资产负债率行业年度均值与中位数作为目标资产负债率的替代指标两种方式下，

表 8 引入非国有资本与国企过度负债的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$EXLEV1$	$EXLEV1$	$EXLEV2$	$EXLEV2$	$MIXRA$	$EXLEV$
$MIXRA$	-0.375*** (-4.323)		-0.041*** (-6.293)			-0.613*** (-4.88)
$MIXNUM$		-0.005*** (-3.094)		-0.005*** (-3.094)		
$MIXRA\_tool$					0.735** (2.25)	
$SIZE$	0.473*** (21.846)	0.038*** (27.523)	0.040*** (28.415)	-0.005*** (-3.094)	0.039*** (4.24)	0.034*** (3.50)
$GROW$	0.196*** (3.917)	0.017*** (4.884)	0.018*** (5.038)	0.017*** (4.904)	0.019 (0.69)	0.068** (2.17)
$FATA$	1.268*** (6.369)	0.133*** (9.694)	0.138*** (10.029)	0.134*** (9.789)	-0.003 (-0.04)	0.150** (2.08)
$SHRCRI$	-1.748*** (-11.108)	-0.125*** (-12.777)	-0.158*** (-14.083)	-0.125*** (-12.745)	-0.015*** (-4.39)	-0.005*** (-4.65)
$NDTS$	-13.821*** (-6.022)	-1.270*** (-8.325)	-1.313*** (-8.613)	-1.277*** (-8.370)	0.511 (0.63)	-1.341* (-1.67)
$EXP$	-4.069*** (-4.323)	-0.172** (-2.524)	-0.140** (-2.062)	-0.156** (-2.301)	0.233 (0.76)	0.101 (0.37)
$ETR$	0.045 (0.470)	-0.003 (-0.376)	-0.003 (-0.407)	-0.156** (-2.301)	0.071* (1.69)	0.005 (0.14)
$IND\_LEVB$	0.898 (1.612)	-0.140*** (-3.479)	-0.459*** (-11.331)	-0.457*** (-11.270)	0.111 (0.43)	0.294 (1.28)
$MB$	2.013*** (17.555)	0.175*** (21.698)	0.171*** (21.148)	0.177*** (22.036)	-0.099** (-2.04)	0.131*** (3.04)
截距	-10.361*** (-19.099)	-0.738*** (-19.746)	-0.977*** (-17.41)	-0.584*** (-15.601)	-0.331 (-1.38)	-0.553** (-2.54)
$YEAR$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$INDUSTRY$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	13,173	13,173	13,173	13,173	13,173	13,173
$R^2\_adj$	0.131	0.202	0.211	0.209	0.207	0.176

本文的研究结论依然成立，即随着国有股和非国有股制衡度的提升以及混改过程中引入非国有股种类的增加，企业发生过度负债的可能性以及程度都发生了显著下降，且在1%水平上显著。这说明本文的研究结论并不受过度负债度量指标的影响，具有一定的稳健性。

### （2）工具变量法

混合所有制改革的国企过度负债水平可能更低，为了缓解由于反向因果等原因带来的内生性问题，本文借鉴马新啸等（2020）和易阳等（2021）的研究，选择政府放权意愿作为混改的工具变量。有关政府放权意愿的度量是对经GDP标准化后的地方财政盈余、政府支出水平以及地区失业率三个变量进行主成分分析，构造出政府放权意愿变量，并将其作为国企混改的工具变量（*MIXRA\_tool*）。有关地方财政和失业率的数据来自国家统计局官方网站。两阶段回归（2SLS）结果具体见表8第（5）列和第（6）列：一阶段的回归结果显示，政府放权意愿（*MIXRA\_tool*）与国企混改变量（*MIXRA*）之间存在显著的正相关关系，并且回归通过了Sobel中介效应检验，这说明政府放权意愿能够在一定程度上代表国企混改的可能性，该变量能够在一定程度上满足工具变量的要求；二阶段回归结果显示，在控制可能存在的内生性问题后，混改仍然显著降低了国企的过度负债水平，这说明本文的研究结论具有一定的稳健性。

### （3）混改试点

考虑到非国有股东选择持股的国企自身过度负债就比较低这一内生性问题，本文选择国资委公布的混改试点国企作为研究样本，采用PSM-DID的研究方法缓解可能存在的内生性问题。具体来讲，参考陈良银等（2021）的研究，将纳入国资委混改试点名单的国企定义为处理组，定义事件当年为事件发生年，定义*Treat*变量为1。同时，本文选取未被选为试点的国有企业作为备选的控制组，采用倾向得分匹配的方法为每一处理组公司匹配三个控制组公司，最终共得到258个样本，控制组公司*Treat*变量取值为0，并且定义*Post*变量在被选入混改试点之后的年份取值为1，否则为0。*Treat*×*Post*的回归系数反映了国企被选入混改试点前后过度负债水平发生的变化。具体回归结果见表9第（1）列，回归结果显示，*Treat*×*Post*的回归系数显著为负，说明当国企被选入混合所有制改革试点之后，其过度负债水平发生了显著下降，这进一步验证了本文的研究结论。

### （4）区分是否过度负债样本

为了避免非过度负债国企对研究结论可能带来的干扰，本文按照国企是否过度负债，研究引入非国有股东对过度负债的治理效应在过度负债和非过度负债国企中是否存在差异，进而判断引入非国有股东是否去除了国企负债中的“不合理”部分。具体回归结果见表10。从表10可以看出，引入非国有股东显著降低了过度负债国企的过度负债水平，说明非国有股东的引入主要去除了国企负债中的“不合理”部分，这为非国有股东进入能够助力国企落实结构性去杠杆政策提供了一定的证据支持。

表 9 引入非国有资本与国企过度负债（区分是否过度负债）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PSM-DID	过度负债样本	非过度负债样本	过度负债样本	非过度负债样本
	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>	<i>EXLEV</i>
<i>MIXRA</i>		-0.017*** (-3.70)	-0.005 (-0.97)		
<i>MIXNUM</i>				-0.006*** (-4.52)	0.000 (0.15)
<i>Treat*Post</i>	-0.051** (-2.209)				
<i>SIZE</i>	-0.025*** (-3.835)	-0.014*** (-11.27)	0.006*** (5.37)	-0.015*** (-12.01)	0.006*** (5.29)
<i>GROW</i>	0.024* (1.900)	0.016*** (6.24)	0.013*** (3.79)	0.015*** (6.11)	0.013*** (3.77)
<i>FATA</i>	0.087 (1.173)	0.029*** (2.84)	0.064*** (5.86)	0.028*** (2.71)	0.064*** (5.84)
<i>SHRCRI</i>	0.058 (0.853)	-0.035*** (-4.09)	-0.032*** (-3.52)	-0.022*** (-2.89)	-0.028*** (-3.45)
<i>NDS</i>	-0.966 (-1.303)	-0.593*** (-5.07)	-0.651*** (-5.61)	-0.579*** (-4.95)	-0.647*** (-5.57)
<i>EXP</i>	-4.773** (-2.094)	-0.178*** (-3.96)	0.499*** (9.54)	-0.182*** (-4.04)	0.496*** (9.50)
<i>ETR</i>	-0.005 (-0.358)	-0.015*** (-2.81)	0.010 (1.38)	-0.015*** (-2.83)	0.010 (1.40)
<i>IND_LEVB</i>	-0.068 (-0.201)	0.017 (0.55)	-0.021 (-0.60)	0.019 (0.63)	-0.022 (-0.62)
<i>MB</i>	0.580** (2.355)	0.011 (1.56)	0.018*** (2.93)	0.014** (2.10)	0.018*** (3.03)
<i>Treat</i>	-0.055*** (-5.945)				
<i>Post</i>	-0.198** (-2.454)				
截距	0.633*** (3.006)	0.443*** (14.82)	-0.237*** (-8.27)	0.464*** (15.43)	-0.236*** (-8.14)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES
N	258	6543	6630	6543	6630
R <sup>2</sup> _adj	0.428	0.065	0.051	0.066	0.051

## 五、机制分析

随着非国有资本的引入及国有股份的下降，混合所有制改革可能在一定程度上降低了国有股权“与生俱来”的资源效应，从而强化企业面临的融资约束（Megginson et al., 2014）。这一方面表现为国企面临的预算软约束在一定程度上被削弱，另一方面表现为国企进行债务融资的成本可能会发生显著提高，进而降低国企债务融资意愿和能力。因此，接下来从企业债务融资成本视角出发，研究引入非国有资本是否提高了企业的债务融资成本，进而降低了国企的过度负债水平。借鉴温忠麟等（2005）的研究，本文构建三阶段回归分析方法，对债务成本可能存在的中介效应进行检验，具体回归模型如下：

表 10 引入非国有资本、企业债务融资成本与过度负债的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第二阶段	第三阶段	第二阶段	第三阶段
	<i>Cost</i>	<i>EXLEV</i>	<i>Cost</i>	<i>EXLEV</i>
<i>MIXRA</i>	-0.007*** (-6.84)	-0.012*** (-9.38)		
<i>MIXNUM</i>			-0.006*** (-3.50)	-0.012*** (-4.40)
<i>Cost</i>		-0.132*** (-6.50)		-0.022 (-1.34)
<i>SIZE</i>	0.001 (0.78)	0.014*** (6.74)	-0.001 (-0.42)	0.014*** (6.72)
<i>GROW</i>	-0.002 (-0.75)	0.023*** (3.81)	-0.002 (-0.61)	0.024*** (4.06)
<i>FATA</i>	-0.034*** (-3.55)	0.069*** (3.95)	0.055*** (4.63)	0.090*** (5.18)
<i>SHRCR1</i>	0.000** (1.98)	-0.000*** (-3.62)	-0.000* (-1.77)	-0.001*** (-4.69)
<i>NDTS</i>	-0.018 (-0.18)	-1.220*** (-6.64)	-0.502*** (-3.98)	-1.305*** (-7.08)
<i>EXP</i>	0.039 (1.03)	0.068 (0.99)	-0.115** (-2.43)	0.030 (0.43)
<i>ETR</i>	-0.007 (-1.38)	-0.002 (-0.18)	-0.003 (-0.49)	-0.000 (-0.00)
<i>IND_LEVB</i>	0.007 (0.23)	-0.004 (-0.07)	0.064 (1.62)	-0.000 (-0.00)
<i>MB</i>	-0.030*** (-5.00)	0.177*** (16.16)	-0.019** (-2.49)	0.183*** (16.61)
截距	0.522*** (18.21)	-0.224*** (-4.21)	0.266*** (7.52)	-0.315*** (-6.02)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES
N	8570	8570	8570	8570
R <sup>2</sup> _adj	0.379	0.181	0.041	0.280

$$EXLEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 MIXRA/MIXNUM_{it} + \beta_2 Controls_{it} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon \quad (4)$$

$$Cost_{it} = \beta_0 + \beta_1 MIXRA/MIXNUM_{it} + \beta_2 Controls_{it} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon \quad (5)$$

$$EXLEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 MIXRA/MIXNUM_{it} + \beta_2 Cost + \beta_3 Controls_{it} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon \quad (6)$$

在模型(5)中,被解释变量为企业债务融资成本(*Cost*),具体是根据企业财务报告附注披露的财务费用明细中的债务利息支出占企业总负债的比率计算得出的。解释变量包括混改过程中的股权制衡度指标(*MIXRA*)和股权多样性指标(*MIXNUM*),控制变量与模型(1)中的控制变量一致。具体回归结果见表10第(1)列和第(4)列,股权制衡度指标(*MIXRA*)和股权多样性指标(*MIXNUM*)均显著为负,并且通过了Sobel中介效应检验。这说明混合所有制改革能够通过提高国企债务融资成本的方式降低国企获取债务融资的便利性,进而降低国企的过度负债水平。这在一定程度上验证了前面的推测,即国有企业混改后,其脱离了政府的隐性担保,债务融资的成本出现了上升,其过度负债的可能性和水平也因此发生了下降。这也验证了之前关于国企存在的预算软约束以及融资优势假说,说明我国国企的高杠杆

问题在很大程度上是体制因素造成的，而混合所有制改革是解决这一问题最直接有效的方法。

## 六、研究结论与政策启示

国有企业的高杠杆问题一直是学术界和实务界重点关注的话题，混合所有制改革试图通过非国有资本的引入，实现不同资本之间的优势互补，提高企业内部治理，最终实现国企经营绩效的提升与风险的有效管控。基于上述背景，本文以2007~2021沪深A股国企上市公司为研究样本，采用实证研究的方法，对引入非国有资本对国企过度负债的影响及具体机理进行了研究。具体来讲，本文分别从股权制衡和股权多样性两个方面，对引入非国有资本与国企过度负债之间的关系进行研究。结果发现，随着股权制衡度和非国有股东种类的增加，国企过度负债的可能性和程度均发生了显著下降。这说明国企混改中非国有资本的引入确实发挥了积极的治理效应，对国企风险管控发挥了积极作用。进一步区分中央和地方国企后发现，股权制衡对国企过度负债的治理效应主要体现在地方国企中，而股权多样性对过度负债的治理效应无论在中央还是地方国企都显著成立。同时，本文加入非国有股东参与治理变量后发现，非国有股东向国企委派高管参与国企治理能够显著降低国企过度负债的可能性和程度。机制检验结果显示：非国有资本的引入显著降低了国企的债务融资成本，进而降低了国企的过度负债水平。

本文的研究可能具有以下两点政策启示：第一，本文的研究结论为落实我国提出的“去杠杆”政策要求提供了一种可行的解决途径，非国有股东参与国企混合所有制改革能够改善国企的过度负债现象，降低国企过度负债的可能性和水平，这为《意见》中提出的将深化国企改革与强化国企资产负债率约束相结合的政策要求提供了证据支持。之前关于国企过度负债的研究中，多数学者都强调通过提高内部风险管控以及外部政策的方式来落实国企的去杠杆政策要求，但是这些措施所达到的效果有限。国企之所以高负债，其症结在于体制因素带来的预算软约束与政府隐性担保，因此要想彻底实现对国企高杠杆问题的有效管控，就需要降低这种体制因素对国企过度负债行为的影响。而混合所有制改革正是实现这一目标的重要途径，通过混合所有制改革，可以降低政府对国企的隐性担保，发挥市场在信贷资本配置中的决定作用，实现资源的优化配置，进而降低国企的过度负债行为。第二，在国企混合所有制改革过程中，现有研究都较为关注非国有股的持股比例以及非国有股东的参与治理问题，但对于股权多样性的强调并不充分。股权多样性的增加能够降低单一大股东类型可能带来的“合谋”等问题，能够更好地实现不同类型股东之间权力的相互监督和制衡。增加国企大股东股权多样性其实与混合所有制改革的初衷是一致的，混改的目的就是通过引入不同种类的所有制资本，实现不同资本之间的优势互补、相互融合与共同发展。本文在研究过程中发现，非国有股东种类增加所发挥的作用甚至比简单的非国有股东持股比例增加更有效。因此，在之后的混改实践以及政策制定过程中，应该更加关注引入非国有股东的种类以及质量，这对于混改效果的实现可能具有较大帮助。

## 参考文献

- [1] 陈良银,黄俊,陈信元.混合所有制改革与会计师事务所选择——来自国有上市公司的经验证据[J].会计研究, 2021(7):153-165.
- [2] 郝云宏,汪茜.混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武高控制权之争”的案例解析[J].中国工业经济, 2015(3):148-160.
- [3] 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.
- [4] 姜付秀,屈耀辉,陆正飞,李焰.产品市场竞争与资本结构动态调整[J].经济研究, 2008(4):99-110.
- [5] 蒋灵多,陆毅.市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆[J].中国工业经济, 2018(11):157-175.
- [6] 陆正飞,何婕,窦欢.谁更过度负债:国有还是非国有企业[J].经济研究, 2015(12):54-67.
- [7] 李志生,苏诚,李好.企业过度负债的地区同群效应[J].金融研究, 2018(09):78-94.
- [8] 吕炜,高帅雄,周潮.投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究[J].中国工业经济, 2016(8):5-22.
- [9] 林毅夫,李志赞.政策性负担,道德风险与预算软约束[J].经济研究, 2004(2):17-27.
- [10] 李婉丽,吕怀立,陈丽英.不同性质控股股东“掏空”方式选择研究[J].山西财经大学学报, 2008(11):63-58.
- [11] 陆蓉,王策,邓鸣茂.我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J].经济管理, 2017(3): 181-194.
- [12] 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.
- [13] 马新啸,汤泰劼,邦国坚.国有企业混合所有制改革与人力资本结构调整——基于高层次人才配置的视角[J].财贸经济, 2020(12):101-116.
- [14] 孟宪春,张屹山,张鹤等.预算软约束,宏观杠杆率与全要素生产率[J].管理世界, 2020(8):50-64.
- [15] 盛明泉,张敏,马黎珺等.国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J].管理世界, 2012(3):151-157.
- [16] 綦好东.国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径[J].管理世界, 2017(10):8-20.
- [17] 谭小芬,尹碧娇.中国非金融企业杠杆率:现状和对策[J].中国外汇, 2016(11):20-22
- [19] 汪勇,马新彬,周俊仰.货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角[J].金融研究, 2018(5):47-64
- [20] 汪玉兰,窦笑晨,李井林.集团控制会导致企业过度负债吗[J].会计研究, 2020(4):76-87.
- [21] 温忠麟,侯杰泰,张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].心理学报, 2005(2): 268-274.
- [22] 许晓芳,周茜,陆正飞.过度负债企业去杠杆:程度,持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据[J].经济研究, 2020(8):89-104.
- [23] 易阳,蒋舫,刘庄,辛清泉.政府放权意愿,混合所有制改革与企业雇员效率[J].世界经济, 2021(5):130-153.
- [24] 叶康涛,祝继高.银根紧缩与信贷资源配置[J].管理世界, 2009(1):30-36-196.
- [25] 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.
- [26] 张晓晶,刘学良,王佳.债务高企,风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越[J].经济研究, 2019(6):6-23.
- [27] 张小茜,孙璐佳.抵押品清单扩大、过度杠杆化与企业破产风险——动产抵押法律改革的“双刃剑”效应[J].中国工业经济, 2017(7):175-192.
- [28] 张一林,蒲明.债务展期与结构性去杠杆[J].经济研究, 2018(7):32-46.
- [29] Buttiglione, L., P. R. Lane, and L. Reichlin, *Deleveraging? What Deleveraging?* Centre for Economic Policy Research, London, 2014.
- [30] Caskey, J., J. Hughes, and J. Liu, “Leverage, Excess Leverage, and Future Returns”, *Review of Accounting Studies*, 2012, 17(2):443-471.
- [31] Chang, C., X. Chen, and G. Liao, “What Are the Reliably Important Determinants of Capital Structure in China?”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2014(30): 87-113.
- [32] Denis, D. J., and S. B. McKeon, “Debt Financing and Financial Flexibility Evidence from Proactive Leverage Increases”, *The Review of Financial Studies*, 2012(1):1897-1929.
- [33] Graham J. R., “How Big Are the Tax Benefits of Debt?”, *The Journal of Finance*, 1999, 55(5):143-171.
- [34] Harford, J., S. Klasa, and N. Walcott, “Do Firms Have Leverage Targets”, *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(3):1-14.

- [35] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, “Corporate Ownership around the World” , *Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471–517.
- [36] Lin, J. Y., G. Tan, “Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint” , *American Economic Review*, 1999, 89(2):426–431.
- [37] Megginson, W. L., Z. Ulah, “State Ownership, Soft-budget Constraints, and Cash Holdings: Evidence from China’s Privatized Firms” , *Journal of Banking & Finance*, 2014(48): 276–291.
- [38] Petersen, M. A., “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches” , *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1):435–480.
- [39] Rajan, R.G., L. Zingales, “What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data” , *Journal of Finance*, 1995(5):1421–1460.
- [40] Uysal, V. B., “Deviation from the Target Capital Structure and Acquisition Choices” , *Journal of Financial Economics*, 2011(3):602–620.
- [41] Ztekin, Z., M. J. Flannery, “Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds” , *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(1):88–112.

**【作者简介】汪玉兰：**上海对外经贸大学会计学院讲师，管理学博士。研究方向：混合所有制改革与国企债务融资，大数据与会计变革。

## Does the Introduction of Non-State Capital Associated with the Decrease of Excess Leverage of State-Owned Enterprises?

WANG Yu-lan

(Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)

**Abstract:** This study investigates the effect of mixed ownership reform on the excess leverage of state-owned enterprises during 2007-2018. We find that the extent and probability of excess leverage of state-owned enterprises are significantly decreased after the mixed ownership reform. Specifically, using the data of the top 10 largest shareholders of the SOEs, we sort out the shareholding ratio and types of shareholders, then explore how this two variables affect the excess leverage of the SOEs. All of the information of the SOEs are from Shanghai and Shenzhen stock exchange from 2007 to 2018. In this article, we explore the above relationship from the perspective of shareholding ratio and share type, and we find that as the increase of shareholdings and types of non-state-owned shareholders, the extent and probability of excess leverage of state-owned enterprises decreased significantly. It’s likely that the SOEs’ financing cost has been increased without the help of the government. Or, the entrance of non-SOEs improves the operating efficiency of SOEs, its internal cash flow increased and its demand for external finance decreased. So, in the further study, we explore the reason from this two respects. We find that, after the mixed ownership reform, the financing cost and internal cash flow of the SOEs have been both increased significantly. The results have confirmed our speculation and it illustrates that the mixed ownership reform can really play an active role in the de-leverage of SOEs. And it also illustrates that the high leverage of the SOEs was resulted from the intervention of the government in some extent and after the mixed ownership reform, without the help of the government, the SOEs cannot raise debt with a lower rate and the difficulty of debt financing was enhance, so the size of debt financing was decreased and the ratio of excess leverage was decreased on one hand. On the other hand, the entrance of non-state-owned enterprises can promoting the construction of internal control and corporate governance of the SOEs, thus can promoting the efficiency of operation and increase the internal cash flow, thus can decrease the demand for external financing and can decrease the excess leverage of the SOEs.

**Keywords:** mixed ownership reform; non-state-owned shareholders; type of non-state-owned shareholders; shareholding of non-state-owned enterprises; excess leverage

(责任编辑：吴素梅)