

混合所有制程度与公司违规行为^{*}

梁上坤 徐灿宇 司映雪

(中央财经大学会计学院,北京 100081)



内容提要:作为国有企业改革的重要内容和未来趋势,混合所有制改革的效果得到了理论界和实务界的热烈讨论。本文选取公司违规行为的视角,考察了国有企业混合所有制的后果。以2008—2017年我国A股国有上市公司为样本,本文研究发现:(1)混合所有制具有显著的治理效果,混合所有制程度越高的公司,其违规行为越少,混合所有制多样性(混合所有制融合度)每增加一个标准差,公司违规的概率降低6.78%(7.44%);(2)区分违规类型,相比于经营违规和一般违规,混合所有制对信息披露违规以及严重违规的治理作用更明显。进一步的研究显示,混合所有制能够显著降低公司的违规倾向,但对违规稽查概率无显著影响;作用机制的探索表明,混合所有制主要通过优化内部控制、提高信息透明度,进而抑制公司的违规行为;此外,所处地区法律环境较差的公司,混合所有制的违规抑制效应更明显。本文从动态股权结构的角度丰富了公司违规治理的理论研究,为国有企业混合所有制经济后果的研究提供了新证据,同时也为上市公司、监管部门和政府机构提供了一定的现实启示。

关键词:国有企业 混合所有制 公司违规 内部控制 信息透明度

中图分类号:F276.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)08—0138—17

一、引言

基于政府政策的推动以及自身发展的需要,国有企业进行混合所有制改革已经成为理论界和实务界认可的重要趋势。1997年,“混合所有制经济”这一概念在党的十五大会议上正式出现。十五届四中全会进一步明确了“国有资本通过股份制可以吸引和组织更多的社会资本”的混合所有制经济发展思路。十六届三中全会再次强调“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”。2013年十八届三中全会出台了全面深化国有企业改革的决定,并明确指出“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”^①。据国务院国有资产监督管理委员会统计,截至2016年底,央企及其下属企业中实现混合所有制的企业占比高达68.9%,省级国资委出资设立的国有企业及其子公司中混合所有制企业占比达到47%(綦好东等,2017)^[1],国有企业混合所有制改革进入加速发展的阶段。

然而目前为止,学术界对于国有企业混合所有制的经济后果看法不一。以往的研究指出,国有

收稿日期:2020-03-01

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国企业成本粘性的动因和后果研究:基于地区分权竞争视角的探索”(71872196);国家自然科学基金青年项目“国企高管行政级别与公司财务决策:理论与实证”(71402198)。

作者简介:梁上坤,男,副教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是公司治理、政府管制与政策,电子邮箱:Liang_sk@126.com;徐灿宇,女(蒙古族),博士研究生,研究领域是公司治理,电子邮箱:Lucky_0124@126.com;司映雪,女,博士研究生,研究领域是公司治理,电子邮箱:Syx_552211@163.com。通讯作者:徐灿宇。

①资料来源:https://www.sohu.com/a/203925868_673573; <http://finance.people.com.cn/n/2013/1115/c1004-23559840.html>。

企业多元目标引致的政府干预以及委托代理链条过长和所有者虚位恶化的代理冲突(Laffont 和 Tirole, 1993^[2]; Andrei 和 Vishny, 1994^[3]), 容易造成国有企业效率低下、甚至形成僵尸企业。与之相应, 部分学者发现, 国有企业混合所有制改革能够减轻政策性负担(陈林和唐杨柳, 2014)^[4]、提升创新效率(朱磊等, 2019)^[5]、改善业绩表现(郝阳和龚六堂, 2017)^[6]及至提振经济增速(许召元和张文魁, 2015)^[7]。但另一部分学者发现, 国有企业混合所有制改革会加剧政策性负担(刘春和孙亮, 2013)^[8]、降低创新效率(钟昀珈等, 2016)^[9]、导致民营股东掏空更甚(涂国前和刘峰, 2010)^[10]、绩效表现随混合所有制改革深入先升后降(马连福等, 2015)^[11]。那么, 混合所有制改革对于国有企业治理, 尤其是危害巨大、影响广泛的违规行为会产生怎样的影响?

公司的违规行为一旦发生, 会严重损害公司未来价值, 侵害投资者利益并可能对资本市场产生外溢影响。因此, 公司违规的后果和治理深受各方关注。然而, 即使是资本市场较为发达、投资者保护较为完善的美国, 每年依然有 14% 左右的上市公司涉及违规活动, 每家公司因违规造成的损失占其市值比例高达 20% ~ 38%, 每年造成的价值损失总额高达 3800 亿美元(Dyck 等, 2013)^[12]。对于我国而言, 尚不健全的法律法规制度以及违规的地区同群效应导致违规公司占比高达 17% (陆蓉和常维, 2018)^[13]。现实中典型的公司违规事件也频频爆出, 比如, 近年来的“欣泰电气”虚假披露财务报告案、“ST 宝硕”违规担保案、“杭萧钢构”内幕交易案等。这些违规事件沉重打击了投资者的信心, 损害了企业价值, 并加剧了资本市场的不稳定性。

对此, 国内外学者基于公司违规行为的治理机制展开探索, 发现治理结构(Beasley, 1996)^[14]、内部环境(Liu, 2016)^[15]和外部环境(Wang 等, 2010^[16]; 孟庆斌等, 2019^[17])均有助于抑制公司的违规行为。然而, 现有研究往往基于企业所有权性质及结构不变的场景展开, 却忽略了所有权性质及结构动态变化的可能。据此, 本文试图借助我国国有企业混合所有制改革的事件, 对其与公司违规行为的关系进行探索。本文具体围绕以下问题展开研究: 第一, 国有企业混合所有制是否会影响公司的违规行为? 第二, 这一影响对于不同类型的违规行为以及在不同的约束条件下是否存在差异? 第三, 如果这一影响存在, 其具体的作用机制是什么?

本文可能的研究意义主要体现在以下两个方面: 第一, 为国有企业混合所有制经济后果的争论提供了新证据。目前有关国有企业混合所有制经济后果的研究既存在正向促进主张(陈林和唐杨柳, 2014^[4]; 许召元和张文魁, 2015^[7]; 张辉等, 2016^[18]), 也存在负向抑制观点(刘春和孙亮, 2013^[8]; 钟昀珈等, 2016^[9]; 涂国前和刘峰, 2010^[10])。本文关注国有企业混合所有制对公司违规行为的影响。第二, 从动态的股权结构角度丰富了公司违规行为治理机制的研究。已有的研究从董事会特征(蔡志岳和吴世农, 2007)^[19]、高管薪酬激励(魏芳和耿修林, 2018)^[20]、外部监督(周开国等, 2016)^[21]、文化传统(陈冬华等, 2013)^[22]等角度对公司违规行为的治理机制进行了探索。然而, 已有文献大都暗含股权结构固定不变的假设, 忽略了其动态变化的事实。

二、文献回顾、理论分析与研究假设

1. 混合所有制影响的研究

目前的混合所有制对公司影响的研究主要包括三个方面: 公司决策、公司运营效率以及公司业绩。第一, 对于公司决策。大多数研究发现, 发生混合所有制改革的国有企业倾向于选择利于价值提升的策略。筹资方面, 吴秋生和独正元(2019)^[23]发现国有企业混合所有制通过股权制衡和高层治理, 增强了负债理性, 从而缓解了过度负债。投资方面, 杨兴全和尹兴强(2018)^[24]发现混合所有制通过股权融合优化公司治理结构, 进而抑制了过度投资、促进现金持有水平的提升。朱磊等(2019)^[5]从股权多样性及融合度两个维度发现, 混合所有制能够抑制股东侵占资金, 进而促进了企业创新。股利分配方面, 卢建词和姜广省(2018)^[25]发现混合所有制通过强化高管监督以及形成

股权制衡,使得用于现金股利分配的剩余现金流增加。战略方面,张双鹏等(2019)^[26]发现混合所有制通过改变股权权力和结构性权力推动着企业战略变革。

第二,对于公司运营效率。部分研究发现混合所有制改革有助于提高国有企业的生产、投资和分配效率。朱磊等(2019)^[5]指出混合所有制改革强化了不同性质股东间的制衡,进而提升了企业整体创新水平。祁怀锦等(2019)^[27]发现混合所有制改革通过完善公司治理,降低了信息不对称程度并缓解了代理问题,进而提高了资产配置效率。李双燕和苗进(2020)^[28]研究表明在国有企业中,混合主体制衡度正向促进了企业的生产率。而部分文献持有不同观点。陈林(2018)^[29]基于三重差分法发现,混合所有制改革显著提高了竞争性环节而不是自然垄断环节的企业生产效率。张祥建等(2015)^[30]发现混合所有制改革后,只保留国有股控制或高管政治关联会对投资效率产生负向影响,而二者同时消除才能缓解对投资效率的负向影响。

第三,对于公司业绩。大部分研究认为国有企业混合所有制改革有显著的业绩提升效用。张辉等(2016)^[18]探究了混合所有制改革对国有企业绩效的影响路径,发现混合所有制改革通过降低社会性和战略性负担促进国有企业绩效增加。杨兴全和尹兴强(2018)^[24]发现混合所有制改革通过股权融合及控制权转移,优化了现金持有行为,进而提升了企业价值。郝阳和龚六堂(2017)^[6]发现混合所有制改革后民营股加入增强了高管薪酬和离职对于业绩的敏感性,从而改善了公司业绩。方明月和孙鲲鹏(2019)^[31]发现混合所有制改革通过降低期间费用,有效治疗了僵尸企业。

总体而言,已有研究主要集中于混合所有制对公司决策、运营效率以及公司业绩的影响,而鲜有学者从混合所有制改革视角来探究对国有企业治理效应及违规行为的影响。

2. 混合所有制程度与公司违规

结合已有的理论,本文认为混合所有制从理论上既可能加剧公司的违规行为,也可能抑制公司的违规行为。

一方面,混合所有制可能加剧公司的违规行为。首先,混合所有制改革后公司的股东可能有更强的违规倾向。政府为追求政治目标常常干预国有企业(Andrei和Vishny,1994)^[3],如阻止裁员(Dong和Putterman,2003)^[32]、超额雇员(曾庆生和陈信元,2006)^[33]、维持较高的工资支付(陆正飞等,2012)^[34]等。而由于政府的干预成本及寻租成本远超国有企业,因而,非国有企业不存在控制权风险或者承担的控制权风险较小。当国有企业进行混合所有制改革实现了部分民营化之后,却可能仍然需要承担社会职能和政策负担(Jelic等,2003)^[35],甚至政府官员仍然可能从中攫取私利(Shirk,1993)^[36]。为降低这一风险、保护自身利益,民营股东倾向于尽早收回股权投资成本。因此,民营股东可能通过关联交易、资金占用等行为掏空公司(汤谷良和戴璐,2006)^[37]。这一情况下,公司的违规行为可能较之前有所增加。其次,混合所有制改革后公司的管理层可能有更强的违规倾向。国有企业缺乏针对管理者的有效监督和激励机制,导致较为严重的道德风险与机会主义问题(Laffont和Tirole,1993)^[2]。混合所有制改革后,非国有资本的引入可能放松国有企业高管的薪酬管制(陈冬华等,2005)^[38],同时增强管理者薪酬和离职对于业绩的敏感性(郝阳和龚六堂,2017)^[6]。随着薪酬与业绩的关联增强,管理者违规获取更高的会计业绩的动机更强。刘烨和吕长江(2015)^[39]的研究发现,IPO前业绩连续下滑的贵人鸟公司为满足IPO条件中的业绩要求,采取提前确认收入、调低成本及费用、调整应计利润美化业绩。谢德仁等(2018)^[40]发现为达成股权激励方案所要求的行权业绩条件,管理者会进行更多的真实盈余管理,而盈余管理程度高的公司越有可能信息披露违规(屈文洲和蔡志岳,2007)^[41]。因此在混合所有制改革的背景下,管理者更有动机采取延迟披露、虚假披露、构造虚假交易等行为美化报表。这一情况下,公司的违规行为较之前会有所增加。

另一方面,混合所有制也可能抑制公司的违规行为。首先,混合所有制改革后公司股东的违规能力可能更低。混合所有制改革前,国有股东“一股独大”,并具备任命国有企业高管的权力,而为

获得晋升机会,高管常常迎合国有控股股东(王雄元等,2014)^[42]。因而,国有大股东有动机也有能力去干预管理层决策,并据此获取私人利益。如刘峰等(2004)^[43]通过案例研究发现,母公司五粮液集团向子公司非合理地收取服务费、设备使用费、销售实物资产,实现了利益由中小股东向大股东的输送。混合所有制改革后,非国有资本的引入有助于形成制衡的股权结构。已有研究表明,股权制衡是一种有效的公司治理机制,股权制衡公司被大股东掏空的可能性更低(李增泉等,2004)^[44]。新加入的股东基于保全股权资本以及获享股利分红,往往会采取借助关系股东、委派董事增加自身话语权、适当运用外部法律制度等方式来制衡和监督第一大股东(郝云宏和汪茜,2015)^[45]。混合所有制导致的制衡股东加入阻碍了大股东侵害中小股东利益的行为,提高了大股东的违规成本,从而抑制大股东的违规倾向(Pagano和Röell,1998)^[46]。这一情况下,公司的违规行为会有所减少。其次,混合所有制改革后公司管理层的违规意愿可能更低。国有企业内部存在着所有者虚位、委托代理链条过长、高管普遍面临薪酬管制等问题(Laffont和Tirole,1993^[2];Andrei和Vishny,1994^[3],陈冬华等,2005^[38]),导致缺乏有效针对管理者的监督和激励机制。混合所有制改革后,民营股东倾向于建立新的监督和激励机制(白重恩等,2006)^[47],而外资股东的加入也有助于改善公司治理结构(武常岐和吕振艳,2011)^[48]。更为完善的监督机制和治理机制的建立提升了公司管理者违规的成本,降低了其违规意愿。此外,混合所有制改革后薪酬管制得以放松。杨志强等(2016)^[49]发现混合所有制改革后公司股权激励水平显著提升。公司可能采取积极的薪酬激励机制,提升管理者与股东的利益趋同,进而降低管理者谋取私利的动机。这一情况下,公司的违规行为也会有所减少。

因此,本文提出如下竞争性的研究假设:

H_{1a}:混合所有制程度越高,公司违规行为越多。

H_{1b}:混合所有制程度越高,公司违规行为越少。

三、研究设计与描述性统计

1. 模型构建与变量定义

为检验混合所有制程度对公司违规行为的影响,借鉴陈冬华等(2013)^[22]、Khanna等(2015)^[50]以及梁上坤等(2020)^[51]的方法,本文设计回归模型(1)如下:

$$Fraud_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mix_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year \quad (1)$$

(1)被解释变量。参考陈冬华等(2013)^[22],定义公司违规(*Fraud*),若公司当年发生违规行为取1,否则取0。

(2)解释变量。混合所有制程度(*Mix*)包括混合所有制多样性(*Mixnum*)和混合所有制融合度(*Mixrate*)。混合所有制多样性(*Mixnum*),借鉴马连福等(2015)^[11],以前十大股东所具有的国有、民营、外资、机构投资者和自然人五种性质股东的类型数量进行衡量。若前十大股东中仅存在一种性质的股东取值为1,存在两种性质的股东取值为2,以此类推,最大值为5。混合所有制融合度(*Mixrate*),参考杨全胜和尹兴强(2018)^[24],为非国有股所占比例与国有股所占比例之比,该值越大,融合度越高。

(3)控制变量。包括公司规模(*Asset*)、股票年收益率(*Yrret*)、托宾Q值(*Tq*)、成长性(*Growth*)等控制变量,并加入行业(*Industry*)和年份虚拟变量(*Year*),具体变量定义如表1所示。对连续型变量进行上下1%的缩尾处理(Winsorize)。在模型(1)中,若*Mix*系数显著为正,则研究假设H_{1a}成立;若*Mix*系数显著为负,则研究假设H_{1b}成立。

表1 主要变量的定义与说明

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|-------|------|--------------|-------------------------|
| 被解释变量 | 公司违规 | <i>Fraud</i> | 虚拟变量,若公司当年发生违规行为取1,否则取0 |

续表 1

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|------|-----------|------------------|--|
| 解释变量 | 混合所有制多样性 | <i>Mixnum</i> | 公司前十大股东中国有、民营、外资、机构投资者和自然人的类型数量,若只包括一种股权性质,则取 1,两种取 2,最大值为 5 |
| | 混合所有制融合度 | <i>Mixrate</i> | 公司非国有股所占比例与国有股所占比例之比 |
| 控制变量 | 公司规模 | <i>Asset</i> | 公司年末资产总额的自然对数 |
| | 股票年收益率 | <i>Yrret</i> | 公司股票当年的收益率 |
| | 托宾 Q 值 | <i>Tq</i> | 公司市值与总资产的比值 |
| | 成长性 | <i>Growth</i> | 公司当年营业收入相比上年的增长率 |
| | 财务杠杆 | <i>Lev</i> | 公司年末有息负债与总资产的比值 |
| | 前五大股东持股比例 | <i>Sh5</i> | 公司年末前五大股东持股数与公司总股数的比值 |
| | 董事会规模 | <i>Boardsize</i> | 公司年末董事会人数的自然对数 |
| | 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 公司年末独立董事人数与董事会总人数的比值 |
| | 违规行业年度占比 | <i>InduFraud</i> | 年度内行业中违规公司所占比重 |
| | 四大审计 | <i>Big4</i> | 虚拟变量,若公司聘请国际四大审计师事务所取 1,否则取 0 |
| | 两职兼任 | <i>Duality</i> | 虚拟变量,若公司董事长兼任总经理取 1,否则取 0 |
| | 管理层持股比例 | <i>Mshare</i> | 公司年末管理层持股数与公司总股数的比值 |

资料来源:本文整理

2. 样本选取

考虑到股权分置改革到 2007 年底才基本完成,本文以 2008—2017 年我国 A 股国有上市公司作为研究样本。随后,剔除金融类公司、ST 公司、存在缺失值的观测后,最终样本为 6759 个公司 - 年度观测值。研究中所用数据来自国泰安数据库(CSMAR)和迪博数据库(DIB)。

3. 描述性统计

本文关键变量的描述性统计如表 2 所示,平均每年有 12.1% 的公司存在违规行为。上市公司混合所有制多样性(*Mixnum*)和融合度(*Mixrate*)的均值分别为 3.202 和 0.215,与杨兴全和尹兴强(2018)^[24]接近^①。混合所有制融合度(*Mixrate*)的最小值为 0、最大值为 0.972、标准差为 0.231,表明不同公司的混合所有制融合度差异较大。其它变量的统计值均在合理范围之内。

表 2 描述性统计

| 变量名称 | 变量符号 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-----------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 是否违规 | <i>Fraud</i> | 0.121 | 0.326 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 混合所有制多样性 | <i>Mixnum</i> | 3.202 | 0.780 | 1.000 | 3.000 | 5.000 |
| 混合所有制融合度 | <i>Mixrate</i> | 0.215 | 0.231 | 0.000 | 0.123 | 0.972 |
| 公司规模 | <i>Asset</i> | 22.574 | 1.394 | 19.585 | 22.378 | 27.269 |
| 股票年收益率 | <i>Yrret</i> | 0.127 | 0.597 | -0.841 | -0.023 | 4.028 |
| 托宾 Q 值 | <i>Tq</i> | 1.908 | 1.220 | 0.856 | 1.510 | 11.604 |
| 成长性 | <i>Growth</i> | 0.182 | 0.550 | -0.579 | 0.089 | 5.587 |
| 财务杠杆 | <i>Lev</i> | 0.259 | 0.181 | 0.000 | 0.250 | 0.716 |
| 前五大股东持股比例 | <i>Sh5</i> | 39.411 | 15.384 | 10.297 | 38.966 | 79.385 |
| 董事会规模 | <i>Boardsize</i> | 2.205 | 0.200 | 1.609 | 2.197 | 2.708 |
| 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 0.370 | 0.055 | 0.250 | 0.333 | 0.600 |

① 杨兴全和尹兴强(2018)^[24]的数据显示,混合所有制多样性(*Mixnum*)与融合度(*Mixrate*)的均值分别为 3.264 和 0.239。

续表 2

| 变量名称 | 变量符号 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|----------|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 四大审计 | <i>Big4</i> | 0.048 | 0.214 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 违规行业年度占比 | <i>InduFraud</i> | 0.040 | 0.033 | 0.000 | 0.048 | 0.094 |
| 两职兼任 | <i>Duality</i> | 0.108 | 0.311 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| 管理层持股比例 | <i>Mshare</i> | 0.005 | 0.022 | 0.000 | 0.000 | 0.216 |

资料来源:本文整理

四、研究假设检验

1. 主检验:混合所有制程度与公司违规

研究假设的回归结果如表 3 所示。其中,第(1)列为混合所有制多样性(*Mixnum*)对公司违规(*Fraud*)的回归,结果显示混合所有制多样性(*Mixnum*)的系数为负,在 5% 水平下显著;第(2)列为混合所有制融合度(*Mixrate*)对公司违规(*Fraud*)的回归,结果显示混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为负,在 5% 水平下显著。经济意义的检验显示,其他条件不变时,混合所有制多样性(*Mixnum*)每增加一个标准差,公司违规的概率降低 0.82% (6.78%);混合所有制融合度(*Mixrate*)每增加一个标准差,公司违规的概率降低 0.90% (7.44%)^①。此外,公司规模(*Asset*)越大,杠杆率(*Lev*)越低,前五大股东持股比例(*Sh5*)越高,四大审计(*Big4*)越高,两职合一(*Duality*)越低,违规行业年度占比(*InduFraud*)越小时,公司违规行为发生的可能性越低,与以往研究相一致。以上结果表明,混合所有制程度越高,公司违规行为越少,支持了研究假设 H_{1b} 。

表 3 混合所有制程度与公司违规

| 变量 | <i>Fraud</i> | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Mixnum</i> | -0.066 ** (-2.01) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.240 ** (-2.45) |
| <i>Asset</i> | -0.100 *** (-3.08) | -0.093 *** (-4.26) |
| <i>Yrret</i> | -0.000 (-0.00) | 0.005 (0.08) |
| <i>Tq</i> | -0.006 (-0.20) | -0.004 (-0.17) |
| <i>Growth</i> | 0.055 (1.50) | 0.056 (1.51) |
| <i>Lev</i> | 0.890 *** (4.86) | 0.874 *** (6.82) |
| <i>Sh5</i> | -0.004 ** (-1.97) | -0.006 *** (-3.52) |

① 括号前为概率降低的绝对数值,括号内为相对于违规概率均值 12.1% 降低的百分比。具体而言,本文采用 `prchange` 命令得到混合所有制多样性和融合度的边际效应分别为 -0.0106 和 -0.0390,以边际效应乘以对应混合所有制变量的标准差(0.780、0.231)得到违规概率降低的绝对数值(0.82%、0.90%),然后再除以违规均值 0.121 得到违规概率降低的相对数值(6.78%、7.44%)。

续表 3

| 变量 | Fraud | |
|----------------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Boardsize</i> | -0.148 (-0.83) | -0.130 (-1.11) |
| <i>Indep</i> | -0.328 (-0.59) | -0.299 (-0.74) |
| <i>Big4</i> | -0.501** (-2.39) | -0.515*** (-3.36) |
| <i>InduFraud</i> | 7.950** (2.56) | 7.799*** (2.58) |
| <i>Duality</i> | 0.211** (2.37) | 0.209*** (3.46) |
| <i>Mshare</i> | 0.191 (0.14) | 0.385 (0.41) |
| <i>Constant</i> | 1.471* (1.75) | 1.169** (2.07) |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes |
| 观测值 | 6759 | 6759 |
| 伪 R ² | 0.045 | 0.045 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 t 值;*、**和***分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著

资料来源:本文整理

2. 异质性分析

(1) 基于违规类型的异质性分析。本文之前的结果显示,混合所有制对公司的违规行为具有治理作用。那么针对不同类型的违规,混合所有制的治理效果是否相同? 为此,参考孟庆斌等(2019)^[17],区分公司违规类型为信息披露违规(*Fraud1*)、经营违规(*Fraud2*)和领导人违规(*Fraud3*)^①。若公司当年发生某类违规行为,则相应的违规变量取值为 1,否则为 0。随后,分别进行信息披露违规(*Fraud1*)和经营违规(*Fraud2*)的回归检验^②。

回归结果如表 4 的 Panel A 所示^③。其中,第(1)、(2)列分别为混合所有制多样性(*Mixnum*)对 *Fraud1* 和 *Fraud2* 的回归结果。可以发现,第(1)列混合所有制多样性(*Mixnum*)的系数为负,在 1% 水平下显著;第(2)列混合所有制多样性(*Mixnum*)的系数为负,不显著。因此,相比经营违规,混合所有制多样性对信息披露违规的治理效果更显著。第(3)、(4)列分别为混合所有制融合度(*Mixrate*)对 *Fraud1* 和 *Fraud2* 的回归结果。可以发现,第(3)列混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为负,在 5% 水平下显著;第(4)列的对应系数为负,但不显著。这些结果综合表明,相比经营违规,国有企业混合所有制程度对信息披露违规的抑制效果更好。

(2) 基于违规严重程度的异质性分析。混合所有制可以显著减少企业的违规行为,进一步地,对于不同严重程度的违规治理效用是否存在差异呢? 为探究这一命题,借鉴蔡志岳和吴世农(2007)^[19]以及曹春方等(2017)^[52]的做法,将公司违规按处罚严重程度分为一般违规和严重违规。

① 其中,信息披露违规(*Fraud1*)指虚假披露、延迟披露、一般会计处理不当等行为,经营违规(*Fraud2*)指违规担保、占用公司资产以及出资违规等行为,领导人违规(*Fraud3*)指操纵股价、内幕交易和违规买卖股票等行为。

② 由于领导人违规样本仅有 19 个观测,所以未考察对其的影响。信息披露违规为公司违规主要方式,违规公司占比 10.03%;经营违规次之,所占比例为 8.13%;领导人违规占比仅 0.28%。

③ 受到篇幅限制,以下各表中未列示控制变量以及常数项的结果,但未见异常。

其中,一般违规(*FraudL*)包括批评、警告、谴责的处罚方式,严重违规(*FraudH*)包括没收非法所得、罚款、取消营业许可(责令关闭)、市场禁入及其他处罚方式。如果企业当年发生某类违规,则相应的违规变量值为 1,否则为 0。

回归结果如表 4 的 Panel B 所示。第(1)、(2)列分别为混合所有制多样性(*Mixnum*)对 *FraudL* 和 *FraudH* 的回归结果。可以发现,第(1)列混合所有制多样性(*Mixnum*)的系数为负,不显著;第(2)列的对应系数为负,在 1% 水平下显著。第(3)、(4)列分别显示混合所有制融合度(*Mixrate*)对 *FraudL* 和 *FraudH* 的回归结果。同样发现,第(3)列混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为负,不显著;第(4)列的对应系数为负,在 5% 水平下显著。这些结果综合表明,相比一般违规,国有企业混合所有制改革对严重违规的抑制效果更好。

表 4 异质性分析

Panel A: 基于违规类型的异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| | <i>Fraud1</i> | <i>Fraud2</i> | <i>Fraud1</i> | <i>Fraud2</i> |
| <i>Mixnum</i> | -0.090 *** (-2.60) | -0.029 (-0.78) | | |
| <i>Mixrate</i> | | | -0.368 ** (-2.50) | -0.054 (-0.37) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 6759 | 6737 | 6759 | 6737 |
| 伪 R ² | 0.054 | 0.040 | 0.055 | 0.040 |

Panel B: 基于违规严重程度的异质性分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|
| | <i>FraudL</i> | <i>FraudH</i> | <i>FraudL</i> | <i>FraudH</i> |
| <i>Mixnum</i> | -0.011 (-0.17) | -0.071 *** (-2.62) | | |
| <i>Mixrate</i> | | | -0.064 (-0.30) | -0.251 ** (-2.46) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 6171 | 6737 | 6171 | 6737 |
| 伪 R ² | 0.065 | 0.041 | 0.065 | 0.041 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 *t* 值;*、** 和 *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著
资料来源:本文整理

3. 稳健性测试

(1) PSM-DID 模型的测试。借鉴逯东等(2019)^[53]的做法,本文采用 PSM-DID 模型进行检验以缓解可能的内生性。具体而言,本文将非国有股东持股比例的增加作为外生冲击,以非国有股东持股比例增加的公司作为处理组、非国有股东持股比例没有增加的公司作为控制组,并分别以非国有股东持股比例的增加大于 10% (5%) 年份作为事件发生年。定义虚拟变量 *Treat*, 如果非国有股东持股比例增加大于 10% 则取 1, 否则取 0; 定义虚拟变量 *Post*, 非国有股东持股比例增加大于 10% 当年及之后的年份取 1, 否则取 0。同时,本文选取公司规模(*Asset*)、股票年收益率(*Yrret*)、成长性(*Growth*)等特征变量作为协变量,在事件发生年对处理组样本(非国有股东持股比例增加大于 10% 或 5% 的样本)和控制组样本进行匹配,并基于处理组确定控制组的 *Post* 变量,得到最终的匹

配样本。基于此匹配样本,本文进行双重差分模型估计。

回归结果如表 5 所示。第(1)列以非国有股东持股比例的增加大于 10% 年份作为事件发生年,第(2)列以非国有股东持股比例的增加大于 5% 年份作为事件发生年^①。可以发现,交乘项 ($Treat * Post$) 的系数均为负,分别在 1%、5% 水平下显著。这意味着随着非国有股东持股比例的增加,混合所有制程度增大,进一步抑制了公司违规行为。这一发现支持了本文的结论。

表 5 采用 PSM-DID 模型的检验

| 变量 | Fraud | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1)非国有股持股比例增加 > 10% | (2)非国有股持股比例增加 > 5% |
| $Treat * Post$ | -0.320 *** (-2.68) | -0.250 ** (-2.43) |
| $Treat$ | 0.381 *** (4.63) | 0.265 *** (3.77) |
| $Post$ | 0.203 * (1.91) | 0.204 ** (2.30) |
| $Asset$ | -0.105 *** (-3.32) | -0.111 *** (-3.98) |
| $Yrret$ | 0.009 (0.11) | 0.029 (0.43) |
| Tq | -0.005 (-0.17) | -0.019 (-0.70) |
| $Growth$ | 0.085 * (1.70) | 0.080 * (1.80) |
| Lev | 0.852 *** (4.74) | 0.895 *** (5.76) |
| $Sh5$ | -0.004 * (-1.71) | -0.004 ** (-2.09) |
| $Boardsize$ | -0.109 (-0.67) | -0.159 (-1.10) |
| $Indep$ | 0.137 (0.25) | -0.589 (-1.22) |
| $Big4$ | -0.390 (-1.64) | -0.495 ** (-2.12) |
| $InduFraud$ | 14.216 *** (3.33) | 9.649 ** (2.57) |
| $Duality$ | 0.315 *** (3.93) | 0.177 ** (2.41) |
| $Mshare$ | 1.461 (1.34) | -0.055 (-0.05) |
| $Constant$ | 1.233 (1.46) | 1.752 ** (2.42) |
| $Industry \& Year$ | Yes | Yes |
| 观测值 | 3175 | 4210 |
| 伪 R^2 | 0.060 | 0.046 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 t 值;*、** 和 *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著

资料来源:本文整理

^① 当非国有股东持股比例增加大于 10% 时,同原来相比,混合所有制多样性 ($Mixnum$) 的均值从 3.202 增加到 3.387,混合所有制融合度 ($Mixrate$) 的均值从 0.215 增加到 0.360。

(2)倾向得分匹配的测试。为缓解可能的样本偏差及遗漏变量问题,本文选取公司规模 (*Asset*)、股票年收益率 (*Yrret*)、成长性 (*Growth*) 等特征变量作为协变量,对违规公司样本和未违规公司样本进行 PSM 匹配,继而使用匹配后的样本重新进行回归。结果如表 6 第(1)、(2)列所示。结果显示,混合所有制多样性 (*Mixnum*)、混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数为负,分别在 10%、5% 水平下显著。这一结果表明,考虑倾向得分匹配不改变之前的结果。

(3)考虑稀有事件偏差的测试。由于在样本期间内平均仅有 12.1% 的样本观测发生了违规行为,因此可能因为事件较为稀有而导致回归结果存在偏误。参考 King 和 Zeng(2001)^[54],本文采用稀有事件 Logistic 模型和补对数 - 对数模型重新检验。稀有事件 Logistic 回归的结果如表 6 第(3)、(4)列所示;补对数 - 对数回归的结果如表 6 第(5)、(6)列所示。结果显示,混合所有制多样性 (*Mixnum*) 和混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数均为负,且在 5% 水平下显著^①。之前的结果保持稳定。

(4)公司固定效应模型的测试。本文采用公司固定效应模型重新检验以减轻遗漏不随时间变化的重要变量的影响。结果如表 6 第(7)、(8)列所示。结果显示,混合所有制多样性 (*Mixnum*) 的系数为负,不显著;混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数为负,在 5% 水平下显著。这一结果表明考虑公司固定效应,之前的结果基本稳定。

(5)改变解释变量度量的测试。为提升结果的准确性,本文以混合主体多样性作为解释变量重新检验。混合主体多样性具体以前十大股东中国有、民营、外资三种类型股东属性的类型数量衡量。若前十大股东中不包括这三种性质的股东,值为 0;若仅包括这三种性质股东中的一种时,值为 1;以此类推,最大值为 3。结果如表 6 第(9)列所示。结果显示,混合主体多样性的系数为负,在 5% 的水平下显著。这一结果表明,改变解释变量度量方式不改变之前的结果。

(6)改变被解释变量度量的测试。本文以违规次数 (*Freq*) 作为被解释变量重新检验。结果如表 6 第(10)、(11)列所示。结果显示,混合所有制多样性 (*Mixnum*) 的系数为负,在 5% 水平下显著;混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数为负,在 10% 水平下显著。这一结果表明改变被解释变量度量方式并不影响之前的结果。

(7)删除 2016 年、2017 年两年样本的测试。考虑到部分违规行为从首次发生到被披露出来可能存在较长的时间间隔,本文删除 2016 年和 2017 年两年样本重新检验,以降低一些公司实际发生违规行为但还未被披露的偏差。结果如表 6 第(12)、(13)列所示,混合所有制多样性 (*Mixnum*) 的系数为负,在 5% 水平下显著;混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数为负,在 10% 水平下显著。之前的结论保持稳定。

表 6 稳健性检验

| 变量 | PSM | | 稀有事件 Logistic 回归 | | 补对数 - 对数 | |
|----------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Mixnum</i> | -0.109* (-1.67) | | -0.122** (-2.43) | | -0.112** (-2.47) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.569** (-2.11) | | -0.454** (-2.41) | | -0.425** (-2.51) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 984 | 984 | 6759 | 6759 | 6759 | 6759 |
| 伪 R ² | 0.071 | 0.073 | / | / | / | / |

① 稀有事件 Logistic 回归模型 (relogit) 没有报告 R², 补对数 - 对数模型 (cloglog) 中 Wald chi2 值分别为 214.43, 211.60。

续表 6

| 变量 | 公司固定效应 | | 混合主体多样性 | 违规次数 | | 删除 2016、2017 两年样本 | |
|----------------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>Mixnum</i> | -0.089 (-1.17) | | -0.079 ** (-2.31) | -0.066 ** (-2.01) | | -0.071 ** (-2.38) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.654 ** (-2.08) | | | -0.238 * (-1.76) | | -0.217 * (-1.93) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2670 | 2670 | 6759 | 6759 | 6759 | 5065 | 5065 |
| 伪 R ² | 0.021 | 0.023 | 0.044 | 0.045 | 0.045 | 0.046 | 0.046 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 t 值;*、**和***分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著
资料来源:本文整理

五、进一步研究

1. 分解违规倾向与违规稽查的检验

在之前的分析中,本文使用 Probit 这一单变量二值选择模型进行检验。其隐含的假设是本文观测到的公司违规是公司切实发生且被监管部门稽查出来的违规。然而现实中,受各种因素的影响,公司的违规行为可能已成事实但却没有得到及时、全面的稽查,也就是公司违规仅部分可观测,从而会导致 Probit 模型估计出来的参数存在偏差。由此,本文之前发现混合所有制会降低公司的违规行为,既可能是因为混合所有制抑制了公司实施违规行为的倾向,也可能是提高公司违规被稽查出来的可能。本文参考 Khanna 等(2015)^[50],采用 Bivariate Probit 的估计方法,进一步分解违规倾向 (*FraudAct*) 和违规稽查 (*FraudDet*),对上述问题进行探索。若违规倾向 (*FraudAct*) > 0,则违规倾向 (*FraudAct*) 值为 1,否则为 0;若违规稽查 (*FraudDet*) > 0,则违规稽查 (*FraudDet*) 值为 1,否则为 0^①。

混合所有制程度对违规倾向 (*FraudAct*) 及违规稽查 (*FraudDet*) 的回归结果如表 7 所示。可以发现,第(1)、(3)列中混合所有制程度 (*Mixnum*、*Mixrate*) 的系数均为负,分别在 5%、10% 水平下显著;第(2)、(4)列中混合所有制程度 (*Mixnum*、*Mixrate*) 的系数为正,都不显著。这些结果综合表明,混合所有制能够有效抑制企业违规倾向,但是对于违规被稽查的概率无显著影响。

表 7 分解违规倾向与违规稽查的检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|
| | <i>FraudAct</i> | <i>FraudDet</i> | <i>FraudAct</i> | <i>FraudDet</i> |
| <i>Mixnum</i> | -0.080 ** (-2.15) | 0.071 (0.93) | | |
| <i>Mixrate</i> | | | -0.456 * (-1.80) | 0.120 (0.46) |
| <i>Asset</i> | -0.083 *** (-4.33) | | -0.108 *** (-3.08) | |
| <i>Yrret</i> | -0.002 (-0.03) | | 0.074 (0.77) | |
| <i>Tq</i> | | -0.004 (-0.01) | | -0.002 (-0.08) |

① 其方法和原理请具体参见 Khanna 等(2015)^[50]。

续表 7

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>FraudAct</i> | <i>FraudDet</i> | <i>FraudAct</i> | <i>FraudDet</i> |
| <i>Growth</i> | | 0.050 (0.80) | | 0.027 (0.47) |
| <i>Lev</i> | 0.798 *** (5.49) | | 1.400 *** (5.77) | |
| <i>Sh5</i> | -0.004 *** (-2.98) | | -0.009 *** (-3.51) | |
| <i>InduFraud</i> | -0.143 (-1.39) | 1.640 (1.09) | -0.512 ** (-2.58) | -0.459 (-0.45) |
| <i>Indep</i> | 1.376 (1.14) | -3.900 *** (-3.21) | -4.753 *** (-4.69) | 5.310 *** (3.41) |
| <i>Big4</i> | -0.796 *** (-3.88) | 0.892 ** (2.30) | 0.131 (0.41) | -1.066 *** (-3.29) |
| <i>Duality</i> | 1.331 *** (3.42) | -1.986 *** (-3.55) | -0.751 * (-1.95) | 4.221 (0.51) |
| <i>Mshare</i> | 0.018 (0.01) | 0.224 (0.13) | 2.186 (1.46) | -0.791 (-0.39) |
| <i>Constant</i> | 0.741 (1.22) | 3.130 *** (4.27) | 4.300 *** (3.82) | -2.440 *** (-4.71) |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 6740 | 6740 | 6740 | 6740 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 *t* 值;*、** 和 *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著
资料来源:本文整理

2. 作用机制分析

(1) 基于内部控制路径的机制检验。之前的异质性检验将违规分为信息披露违规、经营违规与领导人违规三种类型,而内部控制对于这些类型的违规都具有良好的治理效应。范经华等(2013)^[55]研究表明内部控制质量越高,公司应计盈余管理行为越少。从混合所有制对内部控制的影响来看,刘运国等(2016)^[56]发现,国有企业混合所有制改革中民营、外资等异质股东参与高层治理,有助于提升内部控制质量。由上述分析可知,内部控制可能作为混合所有制的违规治理效应的传导机制,混合所有制通过提升内部控制质量,继而降低了公司的违规行为。因而内部控制的检验链条为:混合所有制——内部控制——公司违规。

为检验上述机制,本文使用 Sobel 中介因子检验,以内部控制路径检验为例,设定模型如下:

$$Fraud_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Mixnum_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year \quad (\text{Step 1})$$

$$IC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mixnum_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year \quad (\text{Step 2})$$

$$Fraud_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Mixnum_{i,t} + \gamma_2 IC_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year \quad (\text{Step 3})$$

其中, *IC* 内部控制质量变量,为 DIB 数据库披露的内部控制指数的对数。其余变量与之前一致。内部控制的机制检验结果如表 8 的 Panel A 所示。以混合所有制多样性(*Mixnum*)为自变量,Step 1、Step 2、Step 3 的结果如第(1)、(3)、(5)列所示,分别显著为负、显著为正、显著为负。以混合所有制融合度(*Mixrate*)为自变量,Step 1、Step 2、Step 3 的结果如第(2)、(4)、(6)列所示,分别显著为负、显著为正、显著为负。在 Step 3 结果(第(5)、(6)列)中,内部控制质量(*IC*)的系数均显著为负。上述结果表

明,内部控制为混合所有制的违规治理效应的部分中介因子,即混合所有制通过提高企业的内部控制质量,增加了股东和高管的违规难度、降低了其违规的动机,从而有效缓解了公司的违规行为。

(2)基于信息环境路径的机制检验。公司违规的主体为股东和经理层,进行违规的重要前提是违规行为在短期内难以被稽查发现,因此股东或经理层会通过降低信息透明度来实现违规。另一方面,非国有性质股东的引入会导致更为完善的公司治理机制的建立(马连福等,2015)^[11],企业信息透明度得以提升。由此可见,信息环境路径可能为混合所有制和公司违规间的传递路径,混合所有制有助于提高企业信息透明程度,从而有效抑制违规行为。因此,信息环境的检验链条为:混合所有制——信息环境——公司违规。

信息环境路径的检验类似于内部控制路径的检验,以信息透明度 *Accm* 替代 *IC* 进行检验,信息透明度为基于修正的 Jones 模型计算的过去三年的操纵性应计利润 (*DA*) 绝对值之和。信息环境的机制检验结果如表 8 的 Panel B 所示。混合所有制多样性 (*Mixnum*) 作为自变量的 Step 1、Step 2、Step 3 的结果如第(1)、(3)、(5)列所示,除第(3)列外,其余均显著为负。以混合所有制融合度 (*Mixrate*) 为自变量,Step 1、Step 2、Step 3 的结果如第(2)、(4)、(6)列所示,均显著为负。在 Step 3 结果(第(5)、(6)列)中,信息透明度 (*Accm*) 的系数均显著为正。上述结果表明,信息环境为混合所有制的违规治理效应的部分中介因子。即混合所有制通过提高企业的信息透明度,改善了信息环境,提升了股东和高管的违规难度、降低了其违规的动机,从而有效缓解了公司的违规行为。

表 8 作用机制分析

| Panel A: 基于内部控制路径的机制检验 | | | | | | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量 | Step 1 | | Step 2 | | Step 3 | |
| | (1) <i>Fraud</i> | (2) <i>Fraud</i> | (3) <i>IC</i> | (4) <i>IC</i> | (5) <i>Fraud</i> | (6) <i>Fraud</i> |
| <i>Mixnum</i> | -0.011 ** (-2.35) | | 0.049 *** (2.66) | | -0.011 ** (-2.11) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.046 ** (-2.35) | | 0.151 ** (2.16) | | -0.042 ** (-2.17) |
| <i>IC</i> | | | | | -0.025 *** (-7.38) | -0.025 *** (-7.39) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 6759 | 6759 | 6759 | 6759 | 6759 | 6759 |
| R ² | 0.026 | 0.026 | 0.052 | 0.052 | 0.039 | 0.039 |
| Panel B: 基于信息环境路径的机制检验 | | | | | | |
| 变量 | Step 1 | | Step 2 | | Step 3 | |
| | (1) <i>Fraud</i> | (2) <i>Fraud</i> | (3) <i>Accm</i> | (4) <i>Accm</i> | (5) <i>Fraud</i> | (6) <i>Fraud</i> |
| <i>Mixnum</i> | -0.011 ** (-2.17) | | -0.001 (-0.50) | | -0.011 ** (-2.15) | |
| <i>Mixrate</i> | | -0.039 * (-1.96) | | -0.023 ** (-2.17) | | -0.038 * (-1.90) |
| <i>Accm</i> | | | | | 0.052 ** (2.26) | 0.051 ** (2.20) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 6481 | 6481 | 6481 | 6481 | 6481 | 6481 |
| R ² | 0.025 | 0.025 | 0.124 | 0.124 | 0.031 | 0.031 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 *t* 值;*、**和***分别表示 10%、5%、1%的水平下显著

资料来源:本文整理

3. 调节因素探索

外部法律环境是影响公司违规行为的重要条件。周俊(2017)^[57]采用跨国数据发现,良好的法律环境能够有效抑制公司的违规行为。由此可以推测,混合所有制改革前所处的法律环境较差意味着公司违规动机更强,可治理的违规基数更大,因而相比于良好的法律环境,混合所有制程度对公司违规的抑制效应在较差的法律环境中更为显著。基于此,本文利用王小鲁等(2017)^[58]的法律环境指数,基于年度中位数划分研究样本为:法律环境高组和法律环境低组,重新分组回归。

回归结果如表 9 所示。第(1)、(4)列为法律环境指数高组的回归结果,混合所有制多样性(*Mixnum*)、混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为负,均不显著;第(2)、(5)列为法律环境指数低组的回归结果,混合所有制多样性(*Mixnum*)、混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数分别在 10%、5% 水平下显著为负;第(3)、(6)列为全样本的回归结果,混合所有制变量与法律环境的交乘项(*Mixnum * law*、*Mixrate * law*)的系数分别为不显著、在 5% 水平下显著为正。上述结果总体表明,混合所有制程度对公司违规的治理效应在法律环境较为薄弱的地区更加明显。即若所处地区法律环境较好,企业违规成本较高,股东或经理人进行违规的动机较小,该地区的公司违规行为的基数也相对较小,因此混合所有制治理违规行为的作用并不明显。

表 9 基于法律环境的调节因素探索

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|---------------------|----------------------|
| | 法律环境高组 | 法律环境低组 | 全样本 | 法律环境高组 | 法律环境低组 | 全样本 |
| <i>Mixnum</i> | -0.049 (-1.01) | -0.086* (-1.87) | -0.091** (-1.99) | | | |
| <i>Mixnum * law</i> | | | 0.042 (0.65) | | | |
| <i>Mixrate</i> | | | | -0.244 (-1.24) | -0.291** (-2.02) | -0.410*** (-3.05) |
| <i>Mixrate * law</i> | | | | | | 0.362** (1.99) |
| <i>Law</i> | | | -0.199 (-0.92) | | | -0.147** (-2.48) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry & Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 3440 | 3267 | 6759 | 3440 | 3267 | 6759 |
| 伪 R ² | 0.068 | 0.042 | 0.045 | 0.069 | 0.042 | 0.046 |

注:括号中的值为经公司层面聚类并经稳健性标准误调整的 *t* 值;*、** 和 *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平下显著
资料来源:本文整理

六、结论与启示

本文分析了国有企业混合所有制程度是否影响公司的违规行为,并进一步考察了混合所有制程度对不同违规类型、在不同约束条件下的影响,以及其对公司违规行为产生影响的具体作用机制。本文发现国有企业混合所有制程度能够显著抑制公司的违规行为;进一步探索发现,国有企业

混合所有制程度越高,公司发生信息披露违规、严重违规的概率越小,而对经营违规、一般违规没有产生显著作用;区分违规倾向和违规稽查概率,混合所有制有助于降低违规倾向,对违规稽查概率无显著影响;随后,机制检验探索发现,国有企业混合所有制通过优化内部控制、提高信息环境透明度,从而降低了公司的违规行为;此外,所处地区法律环境较差的公司,混合所有制程度对公司违规的威慑作用更加显著。采用 PSM-DID 模型、公司固定效应模型、改变解释变量与被解释变量度量以及考虑稀有事件偏差的稳健性测试后,结果保持稳健。

本文基于混合所有制与公司违规行为的探讨,有如下三方面的现实启示:首先,上市公司应该不断引入异质股东、优化股权结构。本文探究国有企业混合所有制程度对公司违规行为的影响,具体讨论股权多样性及融合度与公司违规行为的关系。结果显示,股权多样性及融合度越高,公司发生违规行为的概率越低。因此,上市公司应利用资本市场引入异质性股东,形成制衡式股权结构,进而弱化代理冲突、降低股东或管理者的违规倾向。其次,监管部门应尽快完善违规稽查机制,与混合所有制改革实现协同治理效应。根据舞弊三角形原理,尽管国有企业混合所有制程度能够抑制公司的违规倾向,但违规稽查的相关法规仍不健全,公司的违规行为仍可能屡禁不止。监管部门改善资本市场秩序、完善投资者保护的法律法规是进一步保障中小股东利益、威慑公司违规行为的根本要求。最后,政府部门应尽快完善股份制改革,为国有企业混合所有制改革提升效率、达成改革目标铺平道路。

参考文献

- [1] 蔡好东,郭骏超,朱炜. 国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径[J]. 北京:管理世界,2017,(10):8-19.
- [2] Laffont, J. J., and J. Tirole. A Theory of Incentives in Procurement and Regulation[M]. Boston: MIT Press, 1993.
- [3] Andrei, S., and R. W. Vishny. Politicians and Firms[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109, (4): 995-1025.
- [4] 陈林,唐杨柳. 混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J]. 成都:经济学家,2014,(11):13-23.
- [5] 朱磊,陈曦,王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响[J]. 北京:经济管理,2019,(11):72-91.
- [6] 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.
- [7] 许召元,张文魁. 国企改革对经济增速的提振效应研究[J]. 北京:经济研究,2015,(4):122-135.
- [8] 刘春,孙亮. 政策性负担、市场化改革与国企部分民营化后的业绩滑坡[J]. 上海:财经研究,2013,(1):71-81.
- [9] 钟响珈,张晨宇,陈德球. 国企民营化与企业创新效率:促进还是抑制[J]. 上海:财经研究,2016,(7):4-15.
- [10] 涂国前,刘峰. 制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据[J]. 北京:管理世界,2010,(11):132-142.
- [11] 马连福,王丽丽,张琦. 混合所有制的序选择:市场的逻辑[J]. 北京:中国工业经济,2015,(7):5-20.
- [12] Dyck, A., A. Morse, and L. Zingales. How Pervasive is Corporate Fraud? [R]. University of Chicago: Working Paper, 2013.
- [13] 陆蓉,常维. 近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J]. 北京:金融研究,2018,(8):172-189.
- [14] Beasley, M. S. An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud [J]. The Accounting Review, 1996, 71, (4): 443-465.
- [15] Liu, X. D. Corruption Culture and Corporate Misconduct[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 122, (2): 307-327.
- [16] Wang, T. Y., A. Winton, and X. Y. Yu. Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence from IPOs[J]. Journal of Finance, 2010, 65, (6): 2255-2292.
- [17] 孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗[J]. 北京:经济研究,2019,(6):89-105.
- [18] 张辉,黄昊,闫强明. 混合所有制改革、政策性负担与国有企业绩效——基于 1999—2007 年工业企业数据库的实证研究[J]. 成都:经济学家,2016,(9):32-41.
- [19] 蔡志岳,吴世农. 董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究[J]. 天津:南开管理评论,2007,(6):62-68.
- [20] 魏芳,耿修林. 高管薪酬差距的阴暗面——基于企业违规行为的研究[J]. 北京:经济管理,2018,(3):57-73.
- [21] 周开国,应千伟,钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗——来自中国上市公司违规的证据[J]. 北京:金融研究,2016,(6):193-206.
- [22] 陈冬华,胡晓莉,梁上坤,新夫. 宗教传统与公司治理[J]. 北京:经济研究,2013,(9):71-84.

- [23] 吴秋生, 独正元. 混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债[J]. 北京: 经济管理, 2019, (8): 162-177.
- [24] 杨兴全, 尹兴强. 国有企业混合所有制改革如何影响公司现金持有[J]. 北京: 管理世界, 2018, (11): 93-107.
- [25] 卢建词, 姜广省. 混合所有制与国有企业现金股利分配[J]. 北京: 经济管理, 2018, (2): 5-20.
- [26] 张双鹏, 周建, 周飞谷. 混合所有制改革对企业战略变革的影响研究——基于结构性权力的视角[J]. 北京: 管理评论, 2019, (1): 183-196.
- [27] 祁怀锦, 李晖, 刘艳霞. 政府治理、国有企业混合所有制改革与资本配置效率[J]. 重庆: 改革, 2019, (7): 40-51.
- [28] 李双燕, 苗进. 差异化股权制衡度、行业异质性与全要素生产率——基于混合所有制企业的证据[J]. 北京: 经济管理, 2020, (1): 5-24.
- [29] 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]. 北京: 经济研究, 2018, (1): 81-96.
- [30] 张祥建, 郭丽虹, 徐龙炳. 中国国有企业混合所有制改革与企业投资效率——基于留存国有股控制和高管政治关联的分析[J]. 北京: 经济管理, 2015, (9): 132-145.
- [31] 方明月, 孙鲲鹏. 国企混合所有制能治疗僵尸企业吗——一个混合所有制类啄序逻辑[J]. 北京: 金融研究, 2019, (1): 91-110.
- [32] Dong, X. Y., and L. Putterman. Soft Budget Constraints, Social Burdens, and Labor Redundancy in China's State Industry[J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31, (1): 110-133.
- [33] 曾庆生, 陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本[J]. 北京: 经济研究, 2006, (5): 74-86.
- [34] 陆正飞, 王雄元, 张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗? [J]. 北京: 经济研究, 2012, (3): 28-39.
- [35] Jelic, R., R. Briston, and W. Aussenegg. The Choice of Privatization Method and the Financial Performance of Newly Privatized Firms in Transition Economies[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2003, 30, (7-8): 905-940.
- [36] Shirk, S. The Political Logic of Economic Reform in China[M]. Berkeley: University of California Press, 1993.
- [37] 汤谷良, 戴璐. 国有上市公司部分民营化的经济后果——基于“武昌鱼”的案例分析[J]. 北京: 会计研究, 2006, (9): 48-55.
- [38] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. 北京: 经济研究, 2005, (2): 92-101.
- [39] 刘焯, 吕长江. 公司IPO盈余管理路径研究——以贵人鸟为例[J]. 天津: 南开管理评论, 2015, (6): 81-89.
- [40] 谢德仁, 崔宸瑜, 汤晓燕. 业绩型股权激励下的业绩达标动机和真实盈余管理[J]. 天津: 南开管理评论, 2018, (1): 159-171.
- [41] 屈文洲, 蔡志岳. 我国上市公司信息披露违规的动因实证研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2007, (4): 96-103.
- [42] 王雄元, 何捷, 彭旋, 王鹏. 权力型国有企业高管支付了更高的职工薪酬吗[J]. 北京: 会计研究, 2014, (1): 49-56.
- [43] 刘峰, 贺建刚, 魏明海. 控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究[J]. 北京: 管理世界, 2004, (8): 102-110.
- [44] 李增泉, 孙铮, 王志伟. “掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2004, (12): 3-13.
- [45] 郝云宏, 汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (3): 148-160.
- [46] Pagano, M., and A. A. Röell. The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public[J]. Quarterly Journal of Economics, 1998, 113, (1): 187-225.
- [47] 白重恩, 路江涌, 陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2006, (8): 4-13.
- [48] 武常岐, 吕振艳. 民营化、外资股东和嵌入性: 来自中国的证据[J]. 北京: 经济管理, 2011, (3): 51-58.
- [49] 杨志强, 石水平, 石本仁, 曹鑫雨. 混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据[J]. 上海: 财经研究, 2016, (8): 108-120.
- [50] Khanna, V., E. H. Kim, and Y. Lu. CEO Connectedness and Corporate Fraud[J]. Journal of Finance, 2015, 70, (3): 1203-1252.
- [51] 梁上坤, 徐灿宇, 王瑞华. 和而不同以为治: 董事会断裂带与公司违规行为[J]. 北京: 世界经济, 2020, (6): 171-192.
- [52] 曹春方, 陈露兰, 张婷婷. “法律的名义”: 司法独立性提升与公司违规[J]. 北京: 金融研究, 2017, (5): 191-206.
- [53] 逯东, 黄丹, 杨丹. 国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J]. 北京: 管理世界, 2019, (6): 119-141.
- [54] King, G., and L. Zeng. Logistic Regression in Rare Events Data[J]. Political Analysis, 2001, 9, (2): 137-163.
- [55] 范经华, 张雅曼, 刘启亮. 内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J]. 北京: 会计研究, 2013, (4): 81-88.
- [56] 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]. 北京: 会计研究, 2016, (11): 61-68.
- [57] 周俊. 制度情境与企业违规: 基于跨国面板数据的实证研究[J]. 上海: 外国经济与管理, 2017, (3): 114-128.
- [58] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

Mixed Ownership and Corporate Fraud

LIANG Shang-kun, XU Can-yu, SI Ying-xue

(School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: With government policies promoting and own development needs motivating, the state-owned enterprises are engaging in the mixed ownership reform in succession, which has been an important tendency recognized by both theoretical and practical circles. It has been estimated that by the end of 2016, 68.9% of those central enterprises as well as their subordinate enterprises have realized mixed ownership; besides, among the state-owned enterprises and their subsidiaries funded and established by the provincial State-owned Assets Supervision and Administration Commission, 47% have completed mixed ownership. Since then, mixed ownership of the state-owned enterprises has attracted much scholars' attention. Previous studies have pointed out that as a result of multiple objectives, the state-owned enterprises are faced with government intervention, long principal-agent chain and owner's vacancy, which are likely to bring about the inefficiency of the state-owned enterprises and even generate the formation of zombie enterprises. In view of this, scholars have done substantial research on the effect of mixed ownership of the state-owned enterprises, but have reached totally contradictory conclusions. So, what kind of impact will the mixed ownership of the state-owned enterprises have on corporate governance, especially corporate fraud with great harm and wide influence?

Based on the balanced panel data of China's A-share state-owned listed companies from 2008 to 2017, it has been found that (1) in general, companies with higher degree of mixed ownership have fewer frauds, and for every standard deviation of mixed ownership diversity (mixed ownership fusion), the probability of corporate fraud will decrease by 6.78% (7.44%); (2) corporate fraud distinguished, the governance effect of mixed ownership on information disclosure fraud and serious fraud is more obvious than that on operation fraud and general fraud; further research shows that mixed ownership is negatively and significantly related to fraud motivation, but has insignificant influence on fraud detection; mechanism test indicates that mixed ownership of the state-owned enterprises can restrain corporate fraud by means of optimizing internal control as well as improving information transparency; moreover, mixed ownership has more significant restrain effect on corporate fraud among companies located in areas with worse legal environment.

Theoretically, the possible contributions of this paper lie in the following two aspects. First, this paper provides new evidence for the debate with regard to the economic consequences of mixed ownership of the state-owned enterprises. Until now, research concerning the economic consequences of mixed ownership of the state-owned enterprises has not reached a conclusion. This paper focuses on the effect of mixed ownership of the state-owned enterprises on corporate fraud. The results indicate that mixed ownership of the state-owned enterprises can restrain corporate fraud in China, which confirms the positive significance of mixed ownership of the state-owned enterprises; meanwhile, this paper provides a new research path for the relationship between mixed ownership and corporate value. Secondly, this paper enriches research on governance mechanism of corporate fraud from the perspective of dynamic ownership structure. Prior research has explored the governance mechanism of corporate fraud from the perspective of board characteristics, executive compensation incentives, external supervision, cultural traditions and so on. However, most of them has implied the assumption that the ownership structure is fixed, and ignores the fact of its dynamic change. This paper explores mixed ownership's effect on corporate violation, so as to expand the existing research with respect to the governance mechanism of corporate fraud.

This paper has three practical implications as follows. First, listed companies should continue to introduce heterogeneous shareholders and optimize their ownership structure. Secondly, regulators should improve the corporate fraud detection mechanism as soon as possible, which will contribute to achieving the governance effect of mixed ownership. Finally, the government should accelerate the step of the share-holding system reform to pave the way for mixed ownership of the state-owned enterprises to improve efficiency and achieve reform goals.

Key Words: state-owned enterprises; mixed ownership; corporate fraud; internal control; information transparency

JEL Classification: G32, G34, G38

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.08.009

(责任编辑:张任之)