

混合所有制与民营经济健康发展*

——基于企业违规视角的研究

于 瑶, 祁怀锦

(中央财经大学 会计学院, 北京 100081)

摘 要:从理论上,国有股东参股民营企业既可能产生产业保护效应并激化内部治理矛盾而促进企业违规,也可能缓解资源约束并强化股权制衡而抑制企业违规。文章考察了民营企业混合所有制形式下,国有参股股东对民营企业违规的影响。研究发现,国有参股股东显著抑制了民营企业违规,缩短了违规后被查处的时间间隔,降低了违规倾向,提高了被稽查的概率。区分违规类型发现,这种抑制作用主要体现在信息披露违规、经营违规以及严重程度更高的违规行为中。区分国有参股股东属性发现,地方国有参股股东对民营企业违规具有更强的抑制效果。国有参股股东对民营企业违规的抑制路径包括监督治理民营企业双重代理问题和通过促进银行信贷、商业信用融资以及政府补贴为民营企业提供资源支持。结论表明,民营企业混合所有制建设并未降低正式制度的有效性,而是通过监督治理与资源支持促进了民营企业合法合规健康发展。本文从股权混合层面丰富了民营企业混合所有制建设经济后果的相关文献,尤其是挖掘了地方国有股东在民营企业混合所有制建设中的优势,为提升混合所有制改革效果,促进资本市场稳定发展提供了政策参考。

关键词: 民营企业; 混合所有制; 企业违规

中图分类号: F276.5 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2022)03-0033-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20211218.302

一、引 言

党的十九大把“两个毫不动摇”写入了新时代坚持和发展中国特色社会主义的基本方略,体现了鼓励、支持、引导非公经济发展的决心。2013年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》与2015年《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》中均提出鼓励国有资本以多种方式入股非国有企业,鼓励发展非公有资本控股混合所有制企业,强调混合所有制改革的主体并不局限于国有企业。民营企业在我国经济从高速向高质量发展转型过程中担当着重要角色,混合所有制形式的民营企业占比已超过一半(孙亮和刘春,2021),这使得深入认识国有股东在民营企业发展中的影响和作用路径具有广泛而重要的意义。

在国有股东参与民营经济发展过程中,既存在国有股东掏空民营经济的担忧,也存在民营企业为寻求政治庇护而参与混改的质疑。近几年,资本市场监管趋严,企业违规成本不断提高,但诸如康美药业巨额财务造假等民营企业的违规案例仍时有发生,影响了资本市场稳定,损害

收稿日期: 2021-07-13

基金项目: 财政部会计名家培养工程项目; 教育部人文社会科学研究规划基金项目(19YJA790068)

作者简介: 于 瑶(1991-),女,河北保定人,中央财经大学会计学院博士研究生;

祁怀锦(1963-),男,湖南临澧人,中央财经大学会计学院教授,博士生导师。

了投资者利益与市场信心。习近平总书记强调“非公有制经济是社会主义市场经济的重要组成部分,促进非公有制经济健康发展和非公有制经济人士健康成长具有十分重要的意义”。^①那么,国有股东参股在民营企业健康发展过程中到底发挥了何种作用?其作用机制是什么呢?

民营企业与国有企业具有差异化的资源禀赋与治理结构,从理论上讲,在国有股东参股民营企业的过程中,既可能产生保护效应而强化民营企业违规动机,也可能由于获得政府背书,获取更多的外部资源支持,缓解资源约束,弱化违规动机。既可能成为激化民营企业内部代理问题的参与者,从而提高违规概率,也可能构建更为有效的内部治理制衡体系以抑制违规行为。因此,有必要通过实证分析来明确国有股东参股对民营企业违规的影响及其作用路径,从而更好地指导民营企业混合所有制改革,以达到使民营经济健康发展的目的。

结合已有文献,本研究可能的贡献包括:第一,从“国有参股,民营控股”混合所有制视角,丰富了企业违规影响因素的相关文献,尤其是挖掘了在政治晋升锦标赛理论下,地方国有股东相比中央国有股东在抑制企业违规上的优势。现有对企业违规内部影响因素的分析主要集中于董事会特征(江新峰等,2020)、实际控制人特征和股权结构(陆瑶等,2012;梁上坤等,2020)等视角。混合所有制作为多元化股权结构建设的一种形式,梁上坤等(2020)发现非国有股东通过提升内部控制与信息环境抑制了国有企业违规。然而对于“国有参股,民营控股”混合所有制形式对民营企业违规影响的研究仍是空白。本文则从混合所有制视角补充了民营企业违规的影响因素研究,并考虑了国有参股股东政治层级差异对企业违规抑制作用的影响,挖掘了基于政治晋升锦标赛压力下地方国有参股股东参与混改的优势,进一步完善了混合所有制与企业违规的相关文献。第二,丰富了政治关联与企业违规的相关文献。本研究发现,与“人员政治关联”削弱正式制度有效性的结论相反,“股权政治关联”可以强化正式制度有效性。沈红波等(2014)研究发现,作为对正式制度的替代,“人员政治关联”能通过构建政治关联这种非正式制度弱化违规监管处罚的事后治理作用。而国有股东参股作为构建政治关联的重要形式(宋增基等,2014),“股权政治关联”则体现出降低企业违规倾向、提高被稽查概率、缩短被查处周期的作用,维护了正式制度有效性,这强调了所有权对于制度效率的重要意义。第三,丰富了股权混合视角下,国有股东参股民营企业的经济后果研究,识别了国有股东参股影响民营企业行为的作用机理,除资源支持作用外,为国有股东的监督治理作用提供了新的证据。大量研究从股东资源论视角出发,分析了国有参股股东影响民营企业经营决策的作用机制(余汉等,2017;罗宏和秦际栋,2019),得出了较为一致的积极结论。少数研究关注了国有参股股东的治理作用,但存在差异化的观点,一方面考虑到国有股东自身复杂的代理问题,部分研究认为国有股东参股很难真正发挥对民营控股股东的制衡作用(涂国前和刘峰,2010),另一方面一些研究证实由于国有参股股东的稀缺性,使其能够在民营企业代理问题中发挥积极影响(陈建林,2015;张斌等,2019)。本研究从企业违规视角发现,国有参股股东既发挥了资源支持作用,也发挥了监督治理作用,并通过中介效应模型证实了上述路径的存在性。

二、理论分析与假设提出

违规行为被稽查并公告对公司市场价值、投资者利益和市场信心均会产生较大的负面作用(Lai等,2019)。相比“国有控股、民营参股”混合所有制对企业违规的影响(梁上坤等,2020),“国有参股、民营控股”混合所有制对企业违规的影响更为复杂。

^① <http://jhsjk.people.cn/article/31864383>。

一方面,国有股东参股可能会在民营企业违规问题上产生负面作用。第一,国有股东参股是民营企业与政府建立关系纽带的一种途径(宋增基等,2014),可能会降低民营企业违规成本,提高违规动机。从违规处罚的事后治理效果看,通过构建政治关联这种非正式制度,民营企业降低了提供高质量会计信息的动机,也弱化了监管处罚的事后治理作用(沈红波等,2014)。政治关联作为一种对正式制度的替代,民营企业可以通过该渠道获取融资便利,获得隐形担保,这使得因违规引发的资本成本上升等负面后果对存在政治关联的民营企业的影响较低,从而提升了民营企业违规的概率(郑丽婷和金雪军,2017)。即使违规行为能够得到稽查,但政治联系可能会影响执法效率(Zhang, 2018)。例如作为稽查企业违规的政府部门,证监会在政治体系中属于国务院直属的部级单位,与国有股东的控制方国资委处于类似的政治级别,而各地的派出机构人员则可能具有更低的政治层级身份,执法过程可能受到同级别或高级别政府部门的干扰,影响稽查效率甚至稽查结果,延长查处时间(许年行等,2013),这可能会助长民营企业违规。第二,国有股东的存在可能会加剧民营企业实际控制人掏空上市公司的动机,激化违规行为。我国民营企业主要存在第二类代理问题(张斌等,2019),而大股东对中小股东利益的侵害易引发公司违规,如大股东在股权质押时通过信息披露违规来规避可能的风险,保障自身的控制权私有收益(张晨宇和武剑锋,2020)。另外,国有股东经营具有除经济效益外的多重目标,国有股权越多,越可能增强民营企业的政策性负担,民营控股股东为维护自身利益,更可能选择掏空上市公司,转移资源。并且国有参股股东以政府作为背书,本应在民营企业中具有较强的制衡能力,但由于国有股东管理者能够获取的制衡激励不足,使其制衡动机较弱(涂国前和刘峰,2010),从而不利于缓解民营企业违规问题。

另一方面,国有股东参股也可能减少民营企业违规。第一,国有股东通过发挥治理作用,抑制民营企业违规。违规行为需要管理层的配合或直接执行(Goldman 和 Slezak, 2006; Khanna 等, 2015),而违规行为导致的企业价值波动大部分将由所有者承担,这使得管理层更容易为谋取私利而进行违规行为。为实现国有资产保值增值,推进政府进行混合所有制改革目标的实现并取得良好效果,降低违规行为对自身声誉的损害,国有股东及其决策层有动力在民营企业经营活动中对可能给股东价值造成重大损害的违规行为进行监督。在我国现有市场环境下,国有股东相比其他性质股东对于民营企业具有稀缺性,更容易在民营企业中产生超越其持股比例的话语权,随着国有股东参股比例和制衡能力的提升,国有股东相比其他股东更有能力对民营企业代理问题进行制衡(陈建林,2015)。这有利于形成更好的权力制衡环境,从而缓解管理层代理问题和掏空行为可能引发的违规。第二,国有参股股东为民营企业提供了政治背书,有利于其获取更多的外部资源支持,缓解融资约束,进而降低企业违规动机。资源的紧张可能会带来负面情绪,进而引发包括违法行为在内的应变反应(Agnew 等,2002)。财务资源是企业追求更高经营目标的重要基础,投资活动、日常经营活动等需要财务资源的支持(Scopelliti 等,2014)。作为社会组织的公司,在由于资源有限而面临预期目标无法实现的情况下,同样会面临巨大的市场压力,易激发公司的违规动机(An 等,2018)。在我国,由于存在政府背书,国有企业相比民营企业更易获得财务资源。国有股东可以发挥信息中介作用,提升民营企业在金融机构中的信用等级,降低民营企业与金融机构之间的信息不对称(陈建林,2015;余汉等,2017)。而商业信用融资发挥着对银行信贷融资的补充作用(Ge 和 Qiu, 2007),同时也是市场竞争能力的体现(魏志华和朱彩云,2019)。国有产权优势在不确定性较高的环境下能够很好地缓解商业信用规模的下降(王化成等,2016),为民营企业建立基于供应链上下游的信用担保。另外,国有股东参股相当于构筑了与政府链接的桥梁,更有利于民营企业获取政府补贴。在财务资源充沛的前提下,民营企业面临更

低的资源压力,有利于通过正常的生产经营过程达成业绩目标与股东财富增值预期,进而缓解民营企业违规。

基于以上不同影响方向的理论推演,本文提出假设 H1: 国有股东参股对民营企业违规无显著影响。

三、研究设计

(一)模型与变量定义。为检验国有股东参股对民营上市企业违规的影响,设置模型(1):

$$Fraud = \alpha_0 + \alpha_1 Soeov + Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

在因变量的度量上,借鉴已有研究(孟庆斌等,2018,2019;江新峰等,2020),采用企业各年违规并已被查处的次数 *Fraud* 度量企业违规水平,除进行 *OLS* 回归外,还进行了 *Tobit* 模型回归、泊松回归和负二项回归,以提升结果的稳健性。自变量度量上,由于从公开信息中仅能获取前十大股东的情况,因此自变量国有股东参股采用经前十大股东持股比例之和调整后的前十大股东中所有国有股东持股比例之和 *Soeov* 进行度量。参考现有混合所有制改革的相关研究(祁怀锦等,2021),采用前十大股东中所有国有股东持股比例之和除以前十大股东中所有非国有股东持股比例之和 *Soere* 对国有股东参股情况进行再次刻画。此外,也引入虚拟变量,即是否有国有股东参股 *Soedum* 作为自变量。控制变量 *Controls* 参考孟庆斌等(2018)和梁上坤等(2020)的选择,具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业违规情况	<i>Fraud</i>	企业当年违规且被查处的次数
	<i>Fdummy</i>	虚拟变量,企业有当年违规且被查处情况取值为1,否则为0
国有股东参股	<i>Soeov</i>	前十大股东中所有国有股东持股比例之和除以前十大股东持股比例之和
	<i>Soere</i>	前十大股东中所有国有股东持股比例之和除以前十大股东中所有非国有股东持股比例之和
	<i>Soedum</i>	虚拟变量,前十大股东中是否有国有股东,如有取值为1,否则为0
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债除以总资产
总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润除以资产总额平均值
公司成长性	<i>Growth</i>	(本年销售收入-上年销售收入)/上年销售收入
公司规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
两职兼任	<i>Both</i>	虚拟变量,董事长与总经理为同一人该值取1,否则取0
独立董事占比	<i>Indir</i>	董事会中独立董事占比
股权集中度	<i>Shone</i>	第一大股东持股比例
上市时间	<i>Lisage</i>	截止样本年度公司已上市时间的自然对数
是否四大审计	<i>Big4</i>	虚拟变量,公司年报由国际四大会计师事务所审计取值为1,否则为0
股票年收益率	<i>Yret</i>	当前年度个股回报率
股票年换手率	<i>Turo</i>	年内日换手率之和
行业违规水平	<i>Indfr</i>	各年各行业中存在违规情况的公司占比
年度	<i>Year</i>	年度固定效应
行业	<i>Ind</i>	行业固定效应

(二)样本与数据选择。本文选择 2008—2019 年我国 A 股非金融行业民营上市公司为研究样本。前十大股东持股比例来自 CSMAR 数据库,股东性质在该数据库基础上依据天眼查、企查查以及工商管理局数据进行了手工核对调整,通过控制链条追溯获取的终极控制人信息来明确

该股东是否属于国有股东(蔡贵龙等, 2018; 祁怀锦等, 2021; 孙亮和刘春, 2021), 并在此过程中判断了该国有股东终极控制人是地方政府还是中央政府。公司违规数据以及其他控制变量数据直接来自 CSMAR 数据库和 CCER 数据库, 或者依据上述数据库计算获得。另外, 参考已有研究(孟庆斌等, 2019)删除了资产负债率大于 1 的样本, 删除了被特殊处理以及变量缺失的样本, 并对所有连续变量在上下 1% 处进行了缩尾处理, 回归中进行了稳健标准误估计。

四、实证分析结果

(一)描述性统计。表 2 为主要变量描述性统计结果。企业违规次数 *Fraud* 均值为 0.446, 最小值为 0, 最大值为 15, 标准差为 0.970, 公司违规虚拟变量 *Fdummy* 均值为 0.261, 样本中大约四分之一的公司存在违规并被查处的情况。国有股东参股变量 *Soeov* 均值为 0.034, 中位数为 0, 最大值为 0.371, 标准差为 0.072; *Soere* 均值为 0.043, 中位数为 0, 最大值为 0.589, 标准差为 0.102。 *Soedum* 均值为 0.409, 以上结果说明超过 40% 的上市民营企业中存在国有股东。其他各控制变量均在合理范围内。另外, 自变量与控制变量相关系数均小于 0.5。

表 2 描述性统计

变量	<i>N</i>	<i>SD</i>	<i>Mean</i>	<i>Min</i>	<i>P25</i>	<i>P50</i>	<i>P75</i>	<i>Max</i>
<i>Fraud</i>	14 495	0.970	0.446	0.000	0.000	0.000	1.000	15.000
<i>Fdummy</i>	14 495	0.439	0.261	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Soeov</i>	14 495	0.072	0.034	0.000	0.000	0.000	0.032	0.371
<i>Soere</i>	14 495	0.102	0.043	0.000	0.000	0.000	0.033	0.589
<i>Soedum</i>	14 495	0.492	0.409	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Lev</i>	14 495	0.197	0.389	0.044	0.230	0.380	0.531	0.851
<i>Roa</i>	14 495	0.066	0.039	-0.288	0.016	0.040	0.070	0.209
<i>Growth</i>	14 495	0.011	0.004	-0.008	-0.000	0.001	0.004	0.079
<i>Size</i>	14 495	1.061	21.760	19.436	20.981	21.668	22.412	24.899
<i>Both</i>	14 495	0.480	0.361	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Indir</i>	14 495	0.052	0.376	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571
<i>Shone</i>	14 495	0.135	0.320	0.088	0.215	0.300	0.407	0.696
<i>Lisage</i>	14 495	0.824	1.782	0.003	1.130	1.849	2.442	3.195
<i>Big4</i>	14 495	0.152	0.024	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Yret</i>	14 495	0.006	0.001	-0.007	-0.003	-0.000	0.004	0.027
<i>Turo</i>	14 495	0.054	0.070	0.006	0.031	0.054	0.091	0.301
<i>Indfr</i>	14 495	0.098	0.127	0.000	0.049	0.115	0.188	0.500

(二)实证结果。

1. 国有股东参股与民营企业违规。表 3 是研究的基础回归结果。其中列(1)–列(3)为 OLS 回归, 在不同国有股东参股的度量方式下, *Soeov*、*Soere* 与 *Soedum* 对企业违规次数 *Fraud* 的回归系数分别为-0.386、-0.277 和-0.036, 上述回归结果分别在 1%、1% 和 5% 置信水平下显著。由于因变量违规次数为非负整数, 更换回归模型进行再次回归。列(4)为采用 Tobit 模型的回归结果, *Soeov* 回归系数为-0.386, 列(5)为泊松回归的结果, *Soeov* 回归系数为-0.774, 列(6)为负二项回归结果, *Soeov* 回归系数为-0.804, 以上回归结果均在 1% 置信水平下显著。结果说明, 国有股东参股显著降低了民营企业违规次数。但以上结果并不能完全证明国有股东参股可以抑制民营企业违规。由于能够获取的公开信息为各企业被稽查且存在违规的数据, 国有股东参股对民

民营企业违规的负向影响既可能来自国有股东对民营企业违规行为积极的监督作用,也可能由于国有股东为民营企业提供了政治庇护而降低了民营企业被稽查的可能。因此需要进一步确认在民营企业违规行为降低的过程中,国有股东是否扮演了庇护者的角色。

表 3 主回归结果

变量	OLS			Tobit	泊松回归	负二项回归
	(1) <i>Fraud</i>	(2) <i>Fraud</i>	(3) <i>Fraud</i>	(4) <i>Fraud</i>	(5) <i>Fraud</i>	(6) <i>Fraud</i>
<i>Soeov</i>	-0.386***(-3.35)			-0.386***(-3.36)	-0.774***(-3.01)	-0.804***(-3.11)
<i>Soere</i>		-0.277***(-3.45)				
<i>Soedum</i>			-0.036**(-2.14)			
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495
<i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.102	0.102	0.101	0.039	0.090	0.051

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%置信水平下显著,下表统同。其中列(1)–列(4)括号内为*t*值,列(5)–列(6)括号内为*z*值,列(1)–列(3)回归标注的为*R*²,列(4)–列(6)回归标注的为*Pseudo R*²。

第一,参考陆瑶和李茶(2016),对民营上市公司违规查处时间进行回归。企业从违规行为发生到被稽查公告往往间隔一段时间,如果企业被稽查的概率较高,那么该间隔时间应当较短,即发生违规行为后很快就被稽查,反之被稽查的概率较低,表现出违规行为较难被发现的结果。如果国有股东在民营企业违规中发挥了庇护者的作用,那么随着国有股东参股的深入,应当能够延长违规后被查处的间隔时间。由于一家企业同一年可能发生多次违规行为,因此分别计算了企业每年所有违规行为从违规到被查处的时间间隔的中位数 *Mediandelay*、均值 *Meandelay* 以及最大值 *Maxdelay*。采用存在违规行为即 *Fraud* 不等于 0 的样本进行回归(存在样本缺失)。回归结果如表 4 列(1)–列(3)所示, *Soeov* 对上述违规查处时间间隔的回归系数分别为-0.923、-1.001、-1.224,其中列(2)与列(3)系数分别在 10% 与 5% 置信水平下显著。上述结果说明,国有股东参股没有延长违规后被查处的时间间隔,且缩短了该间隔。说明国有股东并未成为民营企业违规的庇护者。

表 4 国有股东参股对违规查处时间的影响

变量	(1) <i>Mediandelay</i>	(2) <i>Meandelay</i>	(3) <i>Maxdelay</i>
<i>Soeov</i>	-0.923 (-1.60)	-1.001* (-1.77)	-1.224** (-1.97)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	3 785	3 785	3 785
<i>R</i> ²	0.251	0.258	0.241

第二,采用部分可观测 *Bivariate Probit* 模型,参考 Wang 等(2010)和 Khanna 等(2015)分解违规倾向 *Frtend* 与被稽查可能性 *Detend*。综合变量的多重共线性与回归的收敛性问题,以及孟庆斌等(2019)和 Khanna 等(2015)在分解违规倾向与被稽查可能性时的控制变量选择,两个潜变量共有的控制变量包括资产负债率、公司成长性和机构投资者持股。潜变量 *Frtend* 作为因变量时,控制变量还包括总资产收益率、公司规模、两职兼任、独立董事占比以及股权集中度,即对于违规倾向侧重控制公司财务状况与自身治理水平,将控制变量组定义为 *Controls1*。潜变量 *Detend* 作为因变量时,控制变量在共有控制变量基础上还包括企业上市时间、各年同行业所有公司 *Tobin Q* 的中位数、股票年换手率、股票年波动率、股价同步性(Jin 和 Myers, 2006)、是否四大审计、分析师跟踪,即被稽查可能性作为因变量时侧重控制公司资本市场表现以及外部监督水平,将控制变量组定义为 *Controls2*。由于回归中变量过多将导致结果不收敛,因此参考孟庆斌等(2019)的处理仅控制了年度固定效应。另外,我国资本市场对主板、创业板以及中小板设立了存

在一定差异的上市要求以及监管规则,这可能影响对被稽查可能性的分析。因此,将样本区分为主板、创业板以及中小板。

如表 5 所示(括号内为 z 值),在不同板块样本中国有股东参股 *Soeov* 对民营企业违规倾向 *Frrend* 均具有显著的抑制作用,并且均显著提高了 *Detend* 即民营企业被稽查的可能,国有股东参股对民营企业违规行为的抑制作用具有广泛性,且以上作用尤其体现在经营风险更高的创业板样本中。上述结果与表 4 回归结论保持一致,即国有股东参股确实发挥了监督者的作用,不仅抑制了民营上市公司的违规倾向,还提高了民营上市公司被稽查的可能。至此,可以证实国有参股股东并未成为正式制度中民营企业的庇护者,真正发挥了抑制民营企业违规的作用。

表 5 基于部分可观测 *Bivariate Probit* 模型的估计结果

变量	主板		创业板		中小板	
	(1) <i>Frrend</i>	(2) <i>Detend</i>	(3) <i>Frrend</i>	(4) <i>Detend</i>	(5) <i>Frrend</i>	(6) <i>Detend</i>
<i>Soeov</i>	-1.900*** (-4.32)	2.527* (1.88)	-3.669*** (-3.11)	3.231*** (2.86)	-1.198* (-1.68)	2.199* (1.71)
<i>Controls</i> 1	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制
<i>Controls</i> 2	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 200	5 200	3 792	3 792	5 503	5 503

2. 国有股东参与民营企业违规类型差异。企业违规行为存在较大差异,一方面表现为违规类型的差异,参考已有研究(孟庆斌等,2019),将所有违规行为划分为信息披露违规、经营违规和领导人违规三类,对各公司各年三类违规次数进行整理,分别作为因变量进行回归。回归结果如表 6 列(1)–列(3)所示,国有股东参股对民营企业违规的抑制作用主要表现在信息披露违规与经营违规问题中,对领导人违规的抑制作用有限。可能的原因为,我国民营企业违规主要集中于信息披露违规与经营违规,而领导人违规的情况较少,存在领导人违规的样本仅占当年存在违规问题样本的 21.98%,且领导人违规主要为个人行为,对公司整体经营影响较小(孟庆斌等,2019),而其他违规则往往需要公司内部的多方协同,这使得国有参股股东对于违规行为的抑制作用主要体现在发生频率更高且更为复杂的违规活动中。另一方面考虑违规严重程度的差异。参考曹春方等(2017)的划分方式,依据处罚结果的严重程度,将企业违规分为一般违规和严重违规,对各企业各年不同严重程度的违规次数进行整理,分别作为因变量进行回归。回归结果如表 6 列(4)–列(5)所示,*Soeov* 对一般违规 *Fradea* 的回归系数为-0.036 且不显著,*Soeov* 对严重违规 *Fradeb* 的回归系数为-0.154 且在 5% 置信水平下显著。说明国有股东参股对民营企业违规的抑制作用主要表现在严重违规行为中,体现了国有股东参股良好的监督治理作用。

表 6 区分企业违规类型的回归结果

变量	信息披露违规	经营违规	领导人违规	一般违规	严重违规
	(1) <i>Frata</i>	(2) <i>Fratb</i>	(3) <i>Fratc</i>	(4) <i>Fradea</i>	(5) <i>Fradeb</i>
<i>Soeov</i>	-0.244** (-2.46)	-0.241*** (-2.82)	-0.038 (-0.93)	-0.036 (-0.76)	-0.154** (-2.31)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495
R^2	0.090	0.088	0.024	0.055	0.061

3. 国有股东行政层级差异与民营企业违规。自变量国有股东参股对民营企业违规的作用也受自身属性差异的影响。我国地方政府之间的竞争促进了经济增长(周业安等, 2004), 地方政府竞争的内源动力来源于各地方政府官员期望通过良好的业绩获得政治晋升。这种引发“锦标赛”的政治权利结构, 使得受地方政府控制的国有股东有更强的动力通过监督治理与资源支持促进民营企业发展, 获得更好的财务收益和相应的政绩, 以在晋升“锦标赛”中取得胜利。尤其对于所参股的民营企业违规问题, 不但对民营企业未来市场价值产生损害, 也严重影响了自身市场声誉, 这不利于参股的地方国有股东管理层赢得“锦标赛”。相比之下, 中央国有股东则面临较弱的竞争压力, 使其参与民营企业治理的动机不足。因此, 预计地方国有参股股东在抑制民营企业违规中发挥了更为显著的作用。

由于要分析国有参股股东自身特征, 因此本部分仅涉及存在国有股东的样本。通过手工整理参股国有股东信息, 可以依据控制链确定各参股股东终极控制人属于地方还是中央政府或机构。设置虚拟变量 $Dumgov$, $Dumgov=1$ 和 $Dumgov=0$ 分别代表该国有股东终极控制人为地方和中央, 由于同一民营企业中可能同时存在多家国有股东, 采用三种标准对样本进行分组回归, 如表 7 所示。其一, 依据公司各年度前十大股东中所有国有股东属性均值的中位数进行划分, 值越大越偏向于 1, 说明前十大股东中的国有参股股东更多为地方国企。其二, 计算前十大股东中各国有股东属性 $Dumgov$ 乘以各自持股比例之和, 再除以所有国有股东持股比例之和, 即获得所有国有股东经持股比例加权后的平均股东属性, 以该值中位数作为分组依据。其三, 前十大股东中持股比例最高的国有股东相较其他国有股东更有能力对民营企业经营决策产生影响, 尤其根据我国《公司法》相关规定, 持有公司 3% 以上股份的股东可以向股东大会提出临时提案, 具备了进行权力制衡的法律基础与现实条件。因此以前十大股东中持股比例最高且超过 3% 的国有参股股东属性 $Dumgov$ 作为分组依据。以上结果均显示地方国有股东对于抑制民营企业违规更加有效。

表 7 区分参股国有股东行政层级的回归结果

变量	地方	中央	地方	中央	地方	中央
	(1) <i>Fraud</i>	(2) <i>Fraud</i>	(3) <i>Fraud</i>	(4) <i>Fraud</i>	(5) <i>Fraud</i>	(6) <i>Fraud</i>
<i>Soeov</i>	-0.475*** (-2.66)	0.116 (0.38)	-0.515*** (-2.92)	0.272 (0.85)	-0.680** (-2.39)	-0.033 (-0.07)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 906	3 027	2 909	3 024	1 105	901
<i>R</i> ²	0.138	0.130	0.139	0.130	0.179	0.219
系数差异	$P=0.0885^*$		$P=0.0295^{**}$		$P=0.0017^{***}$	

(三)作用路径分析。参考温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应回归过程, 设置以下模型进行分析。表 3 的回归结果已经证实了中介效应回归过程中直接效应的存在, 接下来依据模型(2)将国有股东参股对中介变量 M 进行回归, 再依据模型(3)将国有股东参股与中介变量 M 同时对企业违规进行回归, 并在逐步回归法基础上进行 Sobel 检验。

$$M = \alpha_0 + \beta_1 Soeov + Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

$$Fraud = \alpha_0 + \gamma_1 Soeov + \gamma_2 M + Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (3)$$

1. 国有股东监督治理路径分析。如表 8 所示, 为监督治理中介效应分析结果。一方面, 从第一类代理问题来看, 管理层为谋求个人私利或消极怠工可能引发违规行为。参考李寿喜(2007)

及许为宾和周建(2017)的度量方式,以总资产周转率 *Atate* 度量管理层代理行为,该值越低说明管理层代理成本越高。如列(1)—列(2)所示,国有股东参股显著提升了民营企业代理效率,降低了代理成本。在控制 *Atate* 后将 *Soeov* 对民营企业违规 *Fraud* 进行回归,*Soeov* 系数为-0.375,且在 1% 置信水平下显著。上述中介效应回归通过了 *Sobel* 检验,说明的确存在“国有股东参股—管理层代理成本↓—企业违规↓”的作用路径。另一方面,从第二类代理问题来看,民营企业存在严重的大股东侵占中小股东利益的问题,促使上市公司出现违规。现有研究多采用其他应收款除以资产总额 *Otr* 对第二类代理成本进行度量,如列(3)所示,*Soeov* 对 *Otr* 的回归系数为-0.012,在 1% 置信水平下显著抑制了民营企业大股东占款问题,将两者同时纳入回归,如列(4)所示,*Soeov* 系数为-0.320,且在 1% 置信水平下显著。上述结果说明,的确存在“国有股东参股—大股东占款↓—企业违规↓”的作用路径。

表 8 国有股东监督治理路径分析

变量	(1) <i>Atate</i>	(2) <i>Fraud</i>	(3) <i>Otr</i>	(4) <i>Fraud</i>	(5) <i>Plesa</i>	(6) <i>Fraud</i>
<i>Soeov</i>	0.121*** (2.60)	-0.375*** (-3.25)	-0.012*** (-4.09)	-0.320*** (-2.81)	-0.140*** (-8.86)	-0.308*** (-2.67)
<i>Atate</i>		-0.089*** (-3.01)				
<i>Otr</i>				5.332*** (10.14)		
<i>Plesa</i>						0.562*** (9.76)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495
<i>R</i> ²	0.322	0.103	0.161	0.119	0.208	0.109
<i>Sobel</i> 检验	<i>Z</i> =-2.37**		<i>Z</i> =-4.16***		<i>Z</i> =-6.32***	

另外,股东进行股权质押既面临较少的监管审批,也不会降低股东的控制权,成为股东快速套现融资的方式,使得股权质押往往伴随着掏空行为(王化成等,2019)。现有研究发现股权质押促进了公司信息披露违规(张晨宇和武剑锋,2020)。如表 8 列(5)—列(6)所示,以股权质押比例 *Plesa* 作为中介变量,发现国有股东参股显著降低了民营企业股权质押比例。在控制 *Plesa* 后将 *Soeov* 对民营 *Fraud* 进行回归,*Soeov* 系数为-0.308,且在 1% 置信水平下显著。上述中介效应回归通过了 *Sobel* 检验,说明的确存在“国有股东参股—股权质押↓—企业违规↓”的作用路径。上述结果支持了国有参股股东通过监督治理抑制民营企业违规的推论。

2. 国有股东资源支持路径分析。表 9 为资源支持中介效应分析结果。从资源观视角看,资源的紧张可能会带来负面情绪,进而引发包括违法行为在内的应变反应(Agnew 等,2002)。国有股东参股可以为民营企业带来声誉效应,提供隐性担保,使其能获得更多的外部资源支持,降低民营企业融资约束,从而缓解因资金问题而引发的违规行为。接下来从金融机构、供应链以及政府视角分析国有股东为民营企业提供的财务资源支持。

表 9 国有股东资源支持路径分析

变量	(1) <i>Racredit</i>	(2) <i>Fraud</i>	(3) <i>Ntc</i>	(4) <i>Fraud</i>	(5) <i>Sub</i>	(6) <i>Fraud</i>
<i>Soeov</i>	0.223*** (6.00)	-0.353*** (-3.15)	-0.083*** (-2.74)	-0.351*** (-3.15)	0.977** (2.44)	-0.359*** (-3.21)
<i>Racredit</i>		-0.103*** (-4.59)				
<i>Ntc</i>				0.307*** (6.95)		
<i>Sub</i>						-0.017*** (-4.69)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year&Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表9 国有股东资源支持路径分析

变量	(1) <i>Racredit</i>	(2) <i>Fraud</i>	(3) <i>Ntc</i>	(4) <i>Fraud</i>	(5) <i>Sub</i>	(6) <i>Fraud</i>
<i>N</i>	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495	14 495
<i>R</i> ²	0.071	0.103	0.280	0.108	0.329	0.105
<i>Sobel</i> 检验	<i>Z</i> =-3.35***		<i>Z</i> =-2.69***		<i>Z</i> =-2.56**	

第一,从金融机构视角看,银行提供的信用贷款最能体现民营企业在金融机构中的融资优势。参考袁淳等(2010)采用全部银行贷款中信用贷款比例 *Racredit* 作为中介变量,其占比越高,那么一定程度上可以说明民营企业获取了更积极的银行信贷支持。如表9列(1)–列(2)所示,国有股东参股显著提升了民营企业从银行获取的信用贷款占比。在控制 *Racredit* 后将 *Soeov* 对民营企业违规 *Fraud* 进行回归, *Soeov* 系数为-0.353,且在1%置信水平下显著。上述中介效应回归通过了 *Sobel* 检验,说明的确存在“国有股东参股–银行信贷优势↑–企业违规↓”的作用路径。

第二,从供应链视角看,净商业信用反映了企业对客户和供应商的议价能力,为企业日常经营沉淀了资金,提升了企业经营的稳健性,降低了企业违规倾向。参考魏志华和朱彩云(2019),采用(预收账款+应付账款–应收账款–预付账款)/营业收入的计算方式获得企业净商业信用 *Ntc*,该指标值越大,说明企业基于商业信用获取的资金额度越高,产业链竞争优势越明显,经营活动资金链越稳健,从而减少违规。如表9列(3)–列(4)所示,国有股东参股显著提升了民营企业基于供应链获取的商业信用融资。在控制 *Ntc* 后将 *Soeov* 对民营企业违规 *Fraud* 进行回归, *Soeov* 系数为-0.351,且在1%置信水平下显著。上述中介效应回归通过了 *Sobel* 检验,说明的确存在“国有股东参股–商业信用融资↑–企业违规↓”的作用路径。

第三,从政府视角看,国有股东参股为民营企业建立了更加直接的政治关联,有利于民营企业获取更多的政府补贴。如表9列(5)–列(6)所示,以民营企业当年获取的政府补贴自然对数 *Sub* 进行度量, *Soeov* 对 *Sub* 的回归系数为0.977,且在5%置信水平下显著,在控制了政府补贴规模后, *Soeov* 对 *Fraud* 的回归系数为-0.359,且在1%置信水平下显著。上述中介效应回归通过了 *Sobel* 检验,说明的确存在“国有股东参股–政府补贴↑–企业违规↓”的作用路径。上述结果为国有股东参股民营企业有利于维护正式制度有效性这一结论提供了资源支持视角的切实证据。

(四)稳健性检验。

1. 倾向得分匹配后的多期差分回归。是否有国有股东参股可能与民营企业自身的财务与治理状况密切相关,这使得国有参股股东抑制民营企业违规的实证结果可能来自反向因果问题,即国有参股股东选择了本身公司治理与财务状况良好的民营企业,这类企业本身违规问题就较少。为缓解上述反向因果的内生性问题,通过倾向得分匹配和差分模型对结果进行再次检验。参考现有研究(权小锋等,2020),基本设定原则为,将在样本时间范围内始终无国有参股股东的样本设定为对照组 (*Treat*=0),将在样本期间内有国有股东参股的样本设定为实验组 (*Treat*=1);设置 *State* 变量,国有参股股东加入前的样本 *State*=0,国有参股股东加入后的样本 *State*=1。样本筛选中删除了在研究区间内国有股东反复进出的样本,删除了样本量不足3年的公司样本,仅保留2015年及之后存在国有股东首次入股民营企业^①且在研究区间内存在国有股东持股比例从0直接增长到5%及以上的样本作为实验组。在以上样本筛选基础上,将实验组与对照组进行倾

^① 2013年与2015年发布了鼓励国有资本以多种方式入股非国有企业的文件,有理由推测2015年之后国有股东参股民营企业,相比之前参股的动因,更有可能是受中央政策推动而导致的,可以一定程度上提升参股行为的外生性,因此仅保留了2015年及之后存在国有股东入股民营企业的样本作为实验组。

向得分匹配,进一步降低对照组与实验组在财务与治理状态上的差异,匹配后各变量偏差均在10%以下,实验组与对照组不存在显著的均值差异。采用模型(4)进行多期差分回归。

$$Fraud = \alpha_0 + \beta_1 State + Controls + \sum Year + \sum Stk + \varepsilon \quad (4)$$

State 实际上等于传统差分模型中年度效应与处理效应的乘积,通过控制年度与公司固定效应获得多期差分模型的估计结果(Beck等,2010),回归结果如表10列(1)所示,*State*对*Fraud*的回归系数为-0.163,且在5%置信水平下显著,主要结论依然成立。

表10 内生性问题的处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	变量	(6)
	<i>Fraud</i>	<i>Soedum</i>	<i>Fraud</i>	<i>Soeov</i>	<i>Fraud</i>		Δ <i>Fraud</i>
<i>State</i>	-0.163** (-2.18)					Δ <i>Soeov</i>	-0.587* (-1.91)
<i>Soedum</i>			-0.037** (-2.19)				
<i>Soeov</i>					-4.147*** (-3.00)		
<i>Nosoe</i>		-0.052*** (-6.86)		-0.004*** (-7.93)			
<i>IMR</i>			0.383*** (2.71)				
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	Δ <i>Controls</i>	控制
<i>Year&Stk</i>	控制	不控制	不控制	不控制	不控制	<i>Year&Ind</i>	控制
<i>Year&Ind</i>	不控制	控制	控制	控制	控制		
<i>N</i>	2 125	14 495	14 495	14 495	14 495	<i>N</i>	11 731
<i>PseudoR</i> ² / <i>R</i> ²	0.534	0.076	0.099	0.111	0.030	<i>R</i> ²	0.033

注:列(1)、列(3)、列(4)和列(6)括号内为*t*值,列(2)和列(5)括号内为*z*值。

2. Heckman 二阶段模型。文章的核心内生性问题来源于违规更少的民营企业是否更吸引国有股东参股。前述倾向得分匹配与多期差分回归一定程度上缓解了民营企业特征对国有股东吸引力的影响,在此参考余汉等(2017)对该问题进行进一步处理,以缓解样本的自选择偏差。选择市场化指数中的“非国有经济发展”指数*Nosoe*作为Heckman二阶段回归中的排他性变量。地区内非国有经济发展比重可能影响国有股东是否参股民营企业,但对企业是否违规较难产生直接影响。如表10列(2)所示,*Nosoe*与*Soedum*之间存在负相关关系,即当非国有经济在当地重要性水平较低时,国有股东更可能参股民营企业来促进民营经济的发展,这符合混合所有制改革的逻辑,并且强化了资源支持路径的解释。以表10列(2)回归为基础,计算逆米尔斯比*IMR*,并将其作为控制变量对主结果进行再次回归。如列(3)所示,*Soedum*对*Fraud*的系数为-0.037,且在5%置信水平下显著,主结果依然成立。

3. 工具变量。采用工具变量两阶段回归来缓解可能的内生性问题。如前所述,市场化指数中的“非国有经济发展”指数影响着国有股东是否参股民营企业,但很难直接影响民营企业是否违规。以该指数作为工具变量,采用GMM法进行两阶段估计,回归结果如表10所示,列(4)为第一阶段回归结果,*Nosoe*与*Soeov*回归系数为-0.004,列(5)为第二阶段回归结果,*Soeov*对*Fraud*的回归系数-4.147,且在1%置信水平下显著,其中Anderson canon. corr.值为94.528,Cragg-Donald Wald *F*值为94.492。即主要结论依然成立。

4. 基于 *Change Model* 的回归。参考许楠等(2018)的处理,通过 *Change Model* 进一步缓解可能的内生性问题。计算模型(1)中所有变量 t 期与 $t-1$ 期的差值,并通过标注前缀 Δ 加以区分,如表10列(6)所示, $\Delta Soeov$ 对 $\Delta Fraud$ 的回归系数为-0.587,且在10%置信水平下显著。

5. 其他稳健性测试。除上述内生性检验外,还进行了以下稳健性检验。^①第一,替换关键变量。选择企业是否违规的虚拟变量 $Fdummy$ 作为因变量,分别采用 *Probit* 和 *Logit* 模型进行回归, $Soeov$ 的回归系数为-0.639和-1.115,且均在1%置信水平下显著。由于主回归中将所有国有股东默认为一个利益整体,对其持股比例进行了加总,这可能与实际情况存在出入,为此选择前十大股东中持股比例最高的国有股东除以民营企业实际控制人的持股比例 $Smax$,替换对国有参股股东持股情况的度量, $Smax$ 对 $Fraud$ 的回归系数为-0.159,且在5%置信水平下显著。另外,国有股东参股后参与民营企业治理的重要途径是委派董事,通过对国有股东委派数据的手工搜集,计算国有股东委派董事比例 $Soeboard$, $Soeboard$ 的回归系数为-0.429,且在1%置信水平下显著。第二,考虑稀有事件偏差对结果的影响。由于样本中发生违规的概率较低,采用对数-补对数模型进行重新回归, $Soeov$ 的回归系数为-0.977且在1%置信水平下显著。第三,考虑其他因素对企业违规的影响。如文献回顾部分提到的,机构投资者持股、媒体监督以及法治环境均可能对企业违规产生影响,因此在控制变量中增加机构投资者持股比例 $Invtor$ 、百度关注指数的自然对数 $Lnbai$ 以及各省中介组织发育和法律得分 $Prolaw$, $Soeov$ 的回归系数为-0.405,且在1%置信水平下显著。另外,为控制企业所处地区其他不随时间变化的不可观测因素对结果影响,额外控制了公司所在省份固定效应进行回归, $Soeov$ 的回归系数为-0.284,且在5%置信水平下显著。第四,民营企业违规减少可能来源于民营企业已经形成的多个大股东制衡的股权结构,从而对国有股东的治理作用产生竞争性解释。在此参考姜付秀等(2018)的研究,在考虑一致行动人的前提下把持股比例超过10%的股东定义为大股东,如果公司存在两个或两个以上持股比例超过10%的大股东,则定义该公司为存在多个大股东的股权结构。检验发现无论是否为多个大股东相互制衡的股权结构,国有股东均对民营企业违规发挥了稳定的抑制作用,两系数不存在显著差异,排除了上述竞争性解释。^②

五、结论与政策启示

研究表明,国有股东参股民营企业维护了正式制度的有效性,混合所有制为促进民营经济健康发展与资本市场稳定提供了新思路。本研究证实在“民营控股、国有参股”的混合所有制股权形式下,从企业违规视角看,国有参股股东显著降低了民营企业违规行为,促进了民营经济与证券市场平稳有序健康发展。在检验中发现,国有参股股东并未沦为民营企业违规行为的庇护者,相反,国有参股股东缩短了企业从违规到被稽查的时间,降低了民营企业违规倾向并提高了其被稽查的可能。从对违规行为的分类看,国有参股股东对企业违规的治理作用主要体现在信息披露与经营性违规行为中,对于较严重的违规具有更加显著的抑制效果。从对国有参股股东属性的差异看,地方国有股东参股对民营企业违规的治理效果更好。在路径分析中发现,国有参股股东有利于缓解民营企业双重代理问题,也促进了民营企业通过银行信贷、商业信用以及政府补贴获取更多的资源支持,从而抑制了民营企业违规。

^① 本文通过截面分析为国有股东的监督治理机制提供稳健性检验,发现国有股东对民营企业违规的抑制作用主要体现在分析师跟踪较少、独立董事与上市公司异地、实际控制人存在管理权利涉入的样本中。

^② 在不存在多个大股东相互制衡的情境下,中介效应检验发现国有股东参股依然通过抑制民营企业代理问题而降低了企业违规。

以上分析一方面丰富了民营企业混合所有制改革的研究,为国有股东在民营企业混合所有制建设过程中的积极作用提供了新的证据,尤其挖掘了地方国有股东在参与民营企业混合所有制建设中的优势。另一方面为抑制民营企业违规,促进民营经济健康发展提供了引入异质产权股东的新思路,明确了国有股东影响民营企业违规的多重机制。通过以上分析可以获得以下政策启示。第一,从民营企业视角看,应当继续积极推进混合所有制建设,积极引入与自身实际情况相符的国有股东,明确国有产权和民营产权不是对立关系,股权层面的混合对于实现民营经济健康高质量发展具有重要意义。研究发现,国有参股股东从监督治理以及资源支持两个方面抑制了民营企业违规,提升了正式制度的有效性,差异化的资源禀赋在民营企业中实现了较好的融合,并产生了积极的经济后果。第二,从国有股东视角看,在“民营控股,国有参股”混合所有制建设过程中,不能忽视国有股东自身特征对于参与混改效果的影响。如本研究发现,相比中央国有股东,面临竞争压力的地方国有股东更能很好地抑制民营企业违规,这对于进一步细化混合所有制改革政策具有一定的参考价值。第三,从监管者视角看,应充分关注国有参股股东在抑制民营企业违规问题中的优势与缺陷,进行更具针对性的监管稽查,协调好自身与国有参股股东所属政府之间的关系,提升违规稽查效率。

* 本文还受到中央财经大学研究生科研创新基金项目(20192Y008)的资助。

主要参考文献:

- [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]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].金融研究,2017,(5):191-206.
- [3]陈建林.家族控制、非控股国有股权与民营企业债务融资[J].经济科学,2015,(4):95-106.
- [4]姜付秀,蔡欣妮,朱冰.多个大股东与股价崩盘风险[J].会计研究,2018,(1):68-74.
- [5]江新峰,张敦力,李欢.“忙碌”独董与企业违规[J].会计研究,2020,(9):85-104.
- [6]李寿喜.产权、代理成本和代理效率[J].经济研究,2007,(1):102-113.
- [7]梁上坤,徐灿宇,司映雪.混合所有制程度与公司违规行为[J].经济管理,2020,(8):138-154.
- [8]陆瑶,李茶.CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪[J].金融研究,2016,(1):176-191.
- [9]陆瑶,朱玉杰,胡晓元.机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J].南开管理评论,2012,(1):13-23.
- [10]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.
- [11]孟庆斌,李昕宇,蔡欣园.公司战略影响公司违规行为吗[J].南开管理评论,2018,(3):116-129.
- [12]孟庆斌,邹洋,侯德帅.卖空机制能抑制上市公司违规吗?[J].经济研究,2019,(6):89-105.
- [13]祁怀锦,于瑶,刘艳霞.混改股权制衡与“脱实向虚”:抑制还是促进[J].经济理论与经济管理,2021,(2):13-27.
- [14]权小锋,刘佳伟,孙雅倩.设立企业博士后工作站促进技术创新吗——基于中国上市公司的经验证据[J].中国工业经济,2020,(9):175-192.
- [15]沈红波,杨玉龙,潘飞.民营上市公司的政治关联、证券违规与盈余质量[J].金融研究,2014,(1):194-206.
- [16]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.
- [17]孙亮,刘春.民营企业因何引入国有股东?——来自向下调整盈余的证据[J].财经研究,2021,(8):109-122.
- [18]涂国前,刘峰.制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据[J].管理世界,2010,(11):132-142.
- [19]王化成,刘欢,高升好.经济政策不确定性、产权性质与商业信用[J].经济理论与经济管理,2016,(5):34-45.
- [20]王化成,王欣,高升好.控股股东股权质押会增加企业权益资本成本吗——基于中国上市公司的经验证据[J].经

济理论与经济管理,2019,(11):14-31.

- [21]魏志华,朱彩云.超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释[J].中国工业经济,2019,(11):174-192.
- [22]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(5):731-745.
- [23]许楠,刘浩,蔡伟成.独立董事人选、履职效率与津贴决定——资产专用性的视角[J].管理世界,2018,(3):109-123.
- [24]许年行,江轩宇,伊志宏,等.政治关联影响投资者法律保护的执法效率吗?[J].经济学(季刊),2013,(2):373-406.
- [25]许为宾,周建.董事会资本影响企业投资效率的机制——监督效应还是资源效应?[J].经济管理,2017,(5):69-84.
- [26]余汉,杨中仑,宋增基.国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J].财经研究,2017,(4):109-119.
- [27]袁淳,荆新,廖冠民.国有公司的信贷优惠:信贷干预还是隐性担保?——基于信用贷款的实证检验[J].会计研究,2010,(8):49-54.
- [28]张斌,李宏兵,陈岩.所有制混合能促进企业创新吗?——基于委托代理冲突与股东间冲突的整合视角[J].管理评论,2019,(4):42-57.
- [29]张晨宇,武剑锋.大股东股权质押加剧了公司信息披露违规吗?[J].外国经济与管理,2020,(5):29-41.
- [30]郑丽婷,金雪军.政治关联与公司治理有效性——基于上市公司证券违规的数据[J].财经论丛,2017,(6):79-87.
- [31]周业安,冯兴元,赵坚毅.地方政府竞争与市场秩序的重构[J].中国社会科学,2004,(1):56-65.
- [32]Agnew R, Brezina T, Wright J P, et al. Strain, personality traits, and delinquency: Extending general strain theory[J]. *Criminology*, 2002, 40(1): 43-72.
- [33]An W W, Xu Y H, Zhang J Q. Resource constraints, innovation capability and corporate financial fraud in entrepreneurial firms[J]. *Chinese Management Studies*, 2018, 12(1): 2-18.
- [34]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [35]Ge Y, Qiu J P. Financial development, bank discrimination and trade credit[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(2): 513-530.
- [36]Goldman E, Slezak S L. An equilibrium model of incentive contracts in the presence of information manipulation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 603-626.
- [37]Jin L, Myers S C. R^2 around the world: New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.
- [38]Khanna V, Kim E H, Lu Y. CEO connectedness and corporate Fraud[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(3): 1203-1252.
- [39]Lai T, Lei A C H, Song F M. The impact of corporate fraud on director-interlocked firms: Evidence from bank loans[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2019, 46(1-2): 32-67.
- [40]Scopelliti I, Cillo P, Busacca B, et al. How do financial constraints affect creativity?[J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2014, 31(5): 880-893.
- [41]Wang T Y, Winton A, Yu X Y. Corporate fraud and business conditions: Evidence from IPOs[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(6): 2255-2292.
- [42]Zhang J. Public governance and corporate fraud: Evidence from the recent anti-corruption campaign in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 148(2): 375-396.

Mixed Ownership and Healthy Development of Private Economy: Based on the Perspective of Enterprise Violations

Yu Yao, Qi Huaijin

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

Summary: Private enterprises and state-owned enterprises have differentiated resource endowments and governance structures. Theoretically, in the process of state-owned shareholders' participation in private enterprises, it may not only produce protective effects and strengthen the illegal motivation of private enterprises, but also obtain more external resource support due to government endorsement, alleviate resource constraints and weaken the illegal motivation. It may not only become a participant in intensifying the internal agency problem of private enterprises, so as to improve the probability of violations, but also build a more effective internal governance check and balance system to curb violations. Therefore, it is necessary to clarify the impact of state-owned shareholders' participation on the violations of private enterprises and its action path through empirical analysis, so as to better guide the mixed ownership reform of private enterprises and achieve the purpose of the healthy development of private economy.

This paper examines the impact of state-owned shareholders on the violations of private enterprises under the form of mixed ownership of private enterprises. It is found that state-owned shareholders significantly inhibit the violations of private enterprises, which is embodied in shortening the time interval after violations, reducing the tendency of violations and improving the probability of being audited. By distinguishing the types of violations, it is found that this inhibitory effect is mainly reflected in information disclosure violations, business violations and violations with higher severity. Distinguishing the attributes of state-owned shareholders, it is found that local state-owned shareholders have a stronger inhibitory effect on violations of private enterprises. The ways for state-owned shareholders to restrain the violations of private enterprises include supervising and governing the dual agency problem of private enterprises, and providing resource support for private enterprises by promoting bank credit, commercial credit financing and government subsidies. The conclusion shows that the construction of mixed ownership of private enterprises does not reduce the effectiveness of the formal system, but promotes the healthy development of legal compliance of private enterprises through supervision and governance and resource support.

The possible contributions of this study are as follows: Firstly, from the perspective of mixed ownership of "state-owned participation and private holding", it enriches the relevant literature on the influencing factors of enterprise violations, and especially excavates the advantages of local state-owned shareholders in restraining enterprise violations compared with central state-owned shareholders under the theory of political promotion championship. Secondly, it enriches the literature on political connection and enterprise violations. This paper finds that, contrary to the conclusion that "personnel political connection" weakens the effectiveness of formal system, "equity political connection" can strengthen the effectiveness of formal system. Thirdly, it enriches the research on the economic consequences of state-owned shareholders' participation in private enterprises from the perspective of equity mixing, identifies the mechanism of the impact of state-owned shareholders' participation on the behavior of private enterprises, and especially provides new evidence for the dispute over the role of state-owned shareholders' supervision and governance.

Key words: private enterprises; mixed ownership; enterprise violations

(责任编辑 石头)