

竞争性行业混改中 国有资本控制人持股比例与企业绩效*



黄速建^{1,2} 任梦^{1,3} 张启望¹

(1. 辽宁大学商学院,辽宁 沈阳 110036;

2. 中国社会科学院工业经济研究所,北京 100836;

3. 辽宁石油化工大学经济管理学院,辽宁 抚顺 113001)

内容提要:2013年我国开启了通过发展混合所有制企业,全面推动和深化国有企业改革的新阶段,在分类推进的指导思想下,主业处于充分竞争行业的商业类国有企业混合所有制改革取得了初步成效,而确定国有资本控制人持股比例是混合所有制改革的一个重要环节,这也成为国企改革研究的重要问题之一。本文从控制人持股比例视角出发,分析控制人持股在项目选择决策和自由现金流决策中的作用机制,发现竞争性行业企业控制人项目决策和自由现金流决策对企业绩效的影响随持股比例的变化作用方向完全相反;同时结合国有资本控制人持股的特殊性,提出国有资本控制人最优持股比例理论框架,并以2007—2018年竞争性行业中A股国有资本控制人上市公司为样本,对国有资本控制人最优持股比例进行探究。研究发现,竞争性行业国有资本控股的混合所有制企业,国有资本控制人持股与企业绩效呈现出非线性与阶段线性混合分布的系统特征。当持股比例超过68%的极点阈值时,控制人持股对企业绩效表现为单调的侵害效应,而在低于该阈值的持股区间,又存在着阶段线性差异,42%~68%的国有资本控制人持股比例是现阶段改革实践中较为适合的目标区间。

关键词:混合所有制改革 竞争性行业 股权结构 最优持股比例 企业绩效

中图分类号:F727 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)03—0062—18

一、引言

中国共产党第十五次全国代表大会提出社会主义初级阶段的基本路线和纲领,提出要坚持和完善社会主义公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度。此后,党中央的多次决议都强调要坚持社会主义初级阶段的基本经济制度,要发展混合所有制经济,并将混合所有制的股份制作作为公有制的重要实现形式,将对所有制结构的关注重点从宏观层面的所有制结构转到微观层面的产权结构(黄速建和胡叶琳,2019)^[1]。混合所有制经济在中国早已是不争的现实,对中国的经济社会发展发挥着不可替代的作用,在国民经济中有着重要的地位(黄速建,2014)^[2]。混合所

收稿日期:2020-08-09

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“国企混合所有制改革的实现路径选择研究”(20&ZD073);辽宁省教育厅科学研究项目“企业价值链增值与企业绩效共生研究”(LJC202024)。

作者简介:黄速建,男,博士生导师,研究员,研究方向为国有企业改革,电子邮箱:sujian1126@126.com;任梦,女,博士研究生,讲师,研究方向为企业管理、财务管理,电子邮箱:renmenglily@163.com;张启望,男,副教授,研究方向为财务管理、企业金融,电子邮箱:bxgreen@126.com。通讯作者:张启望。

有制改革作为国企改革的重要突破口(任腾飞,2019)^[3],有助于异质性股东在企业中发挥不同所有制资本的作用,推进企业效率的提高和绩效的增长(郝阳和龚六堂,2017)^[4],可以将国有企业在规模、人才等方面的优势与民营企业的体制机制优势结合起来,增强企业的竞争优势(程俊杰等,2018)^[5]。更重要的是,可以解决微观层面公有产权与市场经济更好地兼容问题(黄速建和胡叶琳,2019)^[1],通过混合所有制弱化国有企业的行政性治理,强化市场对企业治理的约束(殷西乐等,2015)^[6],激发国有企业的内生活力。按照《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》(国发〔2015〕54号)中的分类标准,进行混合所有制改革的国有企业分为三类,分别是:主业处于充分竞争行业和领域的商业类国有企业、主业处于重要行业和关键领域的商业类国有企业和公益类国有企业(以下简称商业 I 类国有企业、商业 II 类国有企业和公益类国有企业)。商业 I 类国有企业、商业 II 类国有企业和公益类国有企业的差异性,决定了需要在重新审定国企战略定位和分类的基础上,稳步推进处于充分竞争性行业的商业类国有企业混合所有制改革(黄速建等,2018)^[7],这是国有企业制度创新的重点。

混合所有制改革中提倡“宜混则混,宜独则独,宜控则控”,国有企业改革“双百行动”中提出要充分考虑不同企业功能定位、行业特点、发展阶段、竞争程度等实际情况,有针对性地制订改革方案(黄速建和胡叶琳,2019)^[1],基于此,依据《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》(国发〔2015〕54号),商业 II 类国有企业和公益类国有企业混合所有制改革目前还处于积极引导和探索阶段,只有商业 I 类国有企业混合所有制改革正得到全面、稳步地推进。作为商业 I 类国有企业实际控制人,在混合所有制改革过程中必然要向非国有资本出让部分股权,或以增量入股的方式允许不同性质非国有资本参股国有企业,但混合所有制改革的主要目的是去垄断(尤其是行政性垄断)和增效率,而不是出售国有资产。不同国有企业在混合所有制改革过程中,应根据企业的行业门类特征和内外环境变化,确定股权结构调整方案,在此基础上形成更加合理的股权制衡结构,建立适合自身发展的公司治理模式。那么国有资本持有多少股权才能在保持控制权同时,还能够发挥国有股权优势,达到资源最优配置?国有控股混合所有制企业的国有资本控制人最优持股比例是一个静态最优值(单一比例持股),还是一个动态最优区间(区间比例持股)?如果最优持股比例是一个区间,是非线性的 U 型或倒 U 型,还是阶段线性?

企业控制人的持股比例,实质体现的是公司的股权集中程度,持股比例越大,股权集中度越高,控制人对企业的控制权、经营利润返还的现金流权越大。控制人持股比例与企业绩效是否存在系统关联,先学者以 Berle 和 Means(1932)^[8]提出的所有权与控制权分离问题为基础开展了大量的研究。国外学者的研究有两种主张:一类观点认为股权集中程度与企业绩效存在系统关系,认为股权结构与企业财务绩效之间显著相关(Oswald 和 Jahera,1991)^[9],相对集中的股权结构对企业绩效产生积极影响,但这种影响因高集中度而下降,并且股权集中度所产生的影响在较大程度上取决于大股东性质(Thomsen 和 Pedersen,2000)^[10],也与管理层持股比例相关(McConnell 和 Servaes,1990)^[11]。另一类观点认为二者不存在系统关系,对股权结构是否为内生变量提出质疑(Demsetz,1983^[12];Demsetz,和 Villalonga,2001^[13]),股权较为集中的企业与股权较为分散的企业相比,其会计收益率和托宾 Q 值等指标无显著差异(Holderness 和 Sheehan,1988)^[14],或者说影响微乎其微(Cho,1998)^[15]。我国学者的研究结果虽然普遍支持第一种主张,但二者之间关系在实证中却表现出较大的差异,例如倒 U 型关系(孙永祥和黄祖辉,1999^[16];李维安和李汉军,2006^[17];刘银国等,2010^[18];王欣和韩宝山,2018^[19];胡锋,2018^[20])、U 型关系(吴淑琨,2002^[21];田利辉,2005^[22];陈德萍和陈永圣,2011^[23])、S 型关系(谢军,2007)^[24]和单调线性(徐莉萍等,2006^[25];王平和周放生,2004^[26];黄速建和余菁,2005^[27];罗宏和秦际栋,2019^[28])或阶段线性关系(刘小玄和李寿喜,2007^[29];殷军等,2016^[30];刘汉民等,2018^[31];刘诚达,2019^[32]),实证研究结论差异较大,且各类观

点也存在分歧。持倒 U 型观点的研究中,李维安和李汉军(2006)^[17]提出,民营企业的第一大股东持股比例仅在 20%~40% 之间与企业绩效呈倒 U 型关系,低于 20% 负相关,高于 40% 时不显著。刘银国等(2010)^[18]在研究国有股权分置改革推进过程中发现,第一大股东持股比例与企业绩效呈倒 U 型关系,胡锋(2018)^[20]进一步提出了非线性的倒 U 型关系。U 型观点虽然在国有资本持股样本中得到了验证(吴淑琨,2002)^[21],但国有资本持股更多地集中在 U 型分布中单调递增的右侧区间(田利辉,2005)^[22],更值得注意的是,存在多门限的阶段线性关系(刘诚达,2019)^[32]。

既有研究虽然并未得出统一结论,但更倾向于控制人持股与绩效之间存在系统关联,且系统关联呈现出多种分布状态的研究结论。本文认为这可能是因为既有研究没有区分企业的控制人属性和忽视行业间差异造成的。控制人属性决定企业属性,导致了公司治理模式的差异;而企业所处行业决定了竞争力量的格局,导致了经营决策的差异。在垄断行业、竞争行业等不同的行业间,在国有企业责任治理、亚洲家族治理等不同的治理模式下,相同的持股比例虽然代表相同的股权集中度,但持股比例体现的控制权、现金流权以及控制权和现金流权的分离程度并不相同,对公司治理以及项目选择等战略决策的影响程度也必然存在差异。选取包含多种行业领域、涵盖多种治理模式的研究样本进行实证研究,必然产生前述矛盾性结论。此外,单一的系统关联视角本身就存在研究局限,实证研究结果既然能够呈现出多种系统关联状态,可能就意味着控制人持股与企业绩效的系统关联,本身就是一种复杂多样的分布形式,研究之初就将二者的关联关系设定在线性或非线性框架内也是既有研究的一个不足之处。

鉴于既有研究结论并非一致,针对正在进行的国有企业混合所有制改革,如何通过引入非国有资本优化竞争性行业国有企业控制人持股以达到改革目的,在这一过程中还需要立足公司治理相关理论,运用全面和最新的数据加以分析和审视。本文利用国有企业混合所有制改革这一契机,在限定行业领域和公司治理模式条件下,分析持股比例体现的控制权和现金流权(所有权)在项目决策和自由现金流决策中对企业绩效的影响机理,探讨竞争性行业国有资本控制人持股与企业绩效间的系统关联,对商业 I 类国有企业混合所有制改革中的国有资本控制人持股比例展开研究^①。

本文可能的边际贡献在于:首先,由于聚焦充分竞争性行业,专注国有责任治理模式,避免不同行业间控制人持股比例体现的控制权与所有权隶属关系不一致,以及公司治理模式不同导致的控制人持股比例与企业绩效系统关联的差异,克服了行业因素和治理模式对持股比例与企业绩效研究的异质性影响,研究结论的客观性更强;其次,提出局部阶段线性和整体非线性混合分布系统关联,突破了原有要么非线性要么阶段线性单一的关系模式;最后,选取 2016—2019 年四批国有混合所有制改革试点企业涉及行业内的相关企业为研究样本,具有较强的时代背景,研究结论的针对性更强,研究启示更具有现实意义。

二、理论框架与分析

股东持股达到一定比例后便得到企业的控制权成为控制人,控制人对企业的所有权仅仅为持股比例计算的现金流权,即控制人按持股比例拥有分配现金流的权利。所有权(现金流权)与控制权分离问题作为公司治理理论的研究基础,Berle 和 Mean(1932)^[8]认为分散的所有权形式会导致企业绩效的下降,Jensen 和 Meckling(1976)^[33]也认为单一所有者会选择企业绩效最大化,而多个所有者条件下其选择会有所偏颇。无论是股权相对集中的企业还是较为分散的企业,控制人的现金流权与控制权集于其自身,而其他股东的现金流权与控制权则是分离的。在这一前提下,控制人

^① 本文所研究的是国有企业混合所有制改革过程中,商业 I 类领域国有资本仍掌握企业实际控制权情况下的企业国有资本控制人最优持股比例问题。

一方面能够控制企业的项目选择和自由现金流决策;另一方面,只拥有一定比例股权,按该比例计算的现金流权使得控制人无法获得企业全部的利润回报。如果经营项目存在控制人私人收益,或是现金流权比例过低,控制人与其他股东就可能存在利益冲突,而控制人一定会选择对自己有利的行为决策。因此,控制人最优持股比例的理论分析,需要基于控制权和现金流权,在项目选择和自由现金流决策影响企业绩效的作用机理中进行论证。本文研究思路如下:

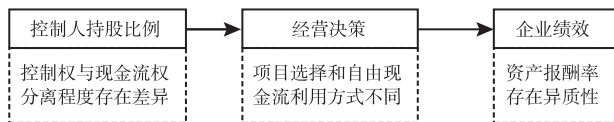


图1 理论框架图

资料来源:作者整理

如图1所示,持股比例能够决定是否具有企业控制权,同时持股比例能体现现金流权代表的所有权大小。随着控制人持股比例的降低,控制权和现金流权分离程度提高,导致了企业的项目选择不同和自由现金流使用方式不同,进而影响了企业的绩效回报。项目选择和自由现金流决策是控制人持股比例影响企业绩效的两种方式 and 渠道,但它们对企业绩效的作用方向完全相反,所以当商业I类国有企业在混合所有制改革中降低国有资本持股比例时,必须考虑到平衡项目选择和自由现金流决策对企业绩效的反向影响,以达到最大化企业绩效的目的。

1. 持股比例、项目选择与企业绩效

在充分竞争市场上,市场规模较大,可投资项目种类多,且项目进入门槛低,壁垒少。假设互斥项目1和项目2可为企业创造的绩效分别为 V_1 和 V_2 , V_1 和 V_2 是属于所有股东的共同收益,此外还有专属于控制人的额外私人收益 B_1 和 B_2 ,当控制人私人收益相等时,企业控制人一定会选择企业绩效最大的项目进行投资,以获得最大的自由现金流回报。而当私人收益不相等,且私人收益大的项目企业绩效小的时候,控制人就会存在一个权衡:哪个项目会使自己的回报最大化。假设 $V_1 > V_2, B_1 < B_2, \alpha$ 为控制人的持股比例,也表示控制人对企业的现金流权。当式(1)成立时,控制人就会选择企业绩效较小的项目2。

$$\alpha V_1 + B_1 < \alpha V_2 + B_2 \tag{1}$$

对式(1)进行变换,得到式(2):

$$V_1 - V_2 < (B_2 - B_1)\alpha^{-1} \tag{2}$$

式(2)表明,虽然项目1为企业创造的绩效大于项目2,但由于项目2可以为控制人带来较大的私人收益,因此存在控制人放弃企业绩效较大的项目1而选择项目2的可能。对式(2)成立条件进行探讨可知,由于控制人持股比例 $\alpha \in (0, 1]$,幂函数 α^{-1} 值恒大于0且单调递减,这意味着随着控制人持股比例的减少,幂函数 α^{-1} 的值以 α^{-2} 的速度递增,式(2)成立的可能性以 α^{-2} 的比率增大,由于 α^{-2} 为指数形式,因此随着控制人持股比例的减少,无效率选择给企业造成损失的可能将越来越大。孙兆斌(2006)^[34]指出,股权集中度和控股股东的持股比例与技术效率水平以及技术效率水平的提高具有显著的正相关关系,股权集中度越高,控股股东具有越程度的激励,就越有动力采取“支持行为”,公司的技术效率也越高,并且技术效率水平的提高也越快;冉茂盛等(2010)^[35]发现,第一大股东持股比例越高,其激励程度也就越高,就越有动力采取“支持行为”,公司的投资效率也就越高。既有研究的结果与分析结论基本一致,均表明控制人持股比例较高时,企业会具有较高的投资效率;反之,控制人持股比例降低后,投资效率就会降低,其原因就是无效率项目的私人收益较大,控制人“不支持”高绩效项目,其结果必然有损于企业绩效。

商业II类国有企业和公益类国有企业这两类国有资本一股独大的企业,控制权和现金流权分

离程度较低,控制人只会选择预期企业绩效较大的项目 1。而稳步推进中的商业 I 类国有企业混合所有制改革中,企业引入了大量各类非国有资本,实现了企业层面不同性质股权的多元化,但竞争性行业国有企业的混合所有制改革中,只要国有企业属性没有改变,国有资本仍为企业控制人,仍背负一定的社会性负担(殷军等,2016)^[30],出于更多的社会责任或特殊的政治使命考虑,也会存在控制人专属的“私人收益”,这种专属于国有资本控制人的“私人收益”,同非国有股东存在利益冲突,并且由于引入非国有资本会导致控制权和现金流分离程度提高,“私人收益”与企业绩效归属不一致,项目 2 才会存在被选择的可能,并且这一可能性随着控制人持股比例 α 的减小而增大。所以商业 II 类国有企业和公益类国有企业,与商业 I 类国有企业控制人在项目选择上存在一定的差异。

2. 持股比例、自由现金流决策与企业绩效

企业控制人进行项目投资后会获得自由现金流 S ,自由现金流是企业绩效的单调递增函数, $S = S(V)$,控制人可以选择将其分配,也可以继续选择项目进行再投资。如果控制人持股比例 α 较高,控制人当期现金流回报 αS 与整体现金流 S 差异较小,此时的自由现金流决策就转变成当期回报与未来回报简单的时间价值差异问题。如果控制人持股比例较低,控制人当期现金流回报 αS 与整体现金流 S 差异则较大,如果选择将自由现金流进行分配,那么控制人仅得到了较少部分的当期现金流回报 αS ,然而控制人也可以选择不进行分配,而是进行再投资。

承接前文,如果企业控制人持股比例 α 较高,式(1)成立的可能性较小,控制人选择项目 1 的可能性较大;随着控制人持股比例 α 的降低,式(1)成立的可能性以 α^{-2} 的速度递增,存在效率损失的项目 2 才可能被选择。控制人在选择项目 2 后,得到了自由现金流 S_2 ,控制人可以将自由现金流 S_2 分配,也可以按照式(1)对其他可投资项目进行权衡后,再进行投资。当控制人现金流权较小,无法获取满意的现金流回报时,控制人则可能大概率地选择再投资,滞后获取更多的现金流回报。如果按照式(1)权衡后,项目 3 成为潜在投资项目,控制人会对 αS_2 和 $\alpha V_3 + B_3$ 进行比较,当式(3)成立时,控制人会选择项目 3 再投资,否则会选择自由现金流分红。

$$\alpha V_3 + B_3 > \alpha S_2 \quad (3)$$

对式(3)进行变换,得到式(4):

$$V_3 > S_2 - \alpha^{-1} B_3 \quad (4)$$

式(4)为控制人放弃分红、选择自由现金流再投资的成立条件,同样道理,控制人持股比例的减少,式(4)成立的可能性同样以 α^{-2} 的比率增大,因此,随着控制人持股比例的减少,选择自由现金流再投资,给企业创造额外收益的可能同样会越来越大。与式(2)因持股比例降低、增加无效率投资、侵害企业绩效的概率相同,均以 α^{-2} 的速度递增。郝颖和刘星(2011)^[36]发现,控制人的现金流权比例越低,越有动机增加资本在固定资产、无形资产和长期股权上的自利性投入,导致总体投资规模扩张。Claessens 等(2000)^[37]指出,由于公司所有权和控制权的不对等,终极控制权和现金流权的分离越大,资本投资的扩张动机就越强。既有研究也同样支持控制人持股比例降低会利用自由现金流增加再投资的可能,而与将自由现金流进行分配的企业相比,投资增加必然会在一定程度上获得更多的企业绩效。因此,当商业 II 类国有企业和公益类国有企业控制人因高持股比例保持高效率项目决策的同时,自由现金流决策则选择了现金流分红而不是再投资。但商业 I 类国有企业控制人因持股比例与其相异,在项目选择出现“殊途”后自由现金流决策自然也不会与其“同归”。

此外,从控制人收益与企业绩效对比结果(如表 1 项目收益分布)可知:如果企业绩效损失 $V_1 - V_2$,企业控制人收益必然会增加 $B_2 - B_1 - \alpha S(V_1 - V_2)$ 。而当控制人持股比例和项目私人收益一定时,控制人可获得的现金流比例 αS 由企业绩效 V 决定,控制人收益为企业绩效的单调递增函数,

控制人利益与企业绩效是单调线性关系。这一结果说明,即使存在私人收益,以及控制权与现金流量权的高度分离,但在控制人私人收益和持股比例既定时,如果混合所有制企业绩效实现了最大化,那么控制人收益也一定达到了最大化,企业绩效最大化过程与控制人收益最大化过程相一致,控制人持股与企业绩效应当存在系统关联。

表 1 项目收益分布

| 项目选择 | 控制人收益 | 企业绩效 |
|----------------|-----------------------------------|-------------|
| 选择项目 1 | $\alpha S(V_1) + B_1$ | V_1 |
| 选择项目 2,且不进行再投资 | $\alpha S(V_2) + B_2$ | V_2 |
| 选择项目 2,且进行再投资 | $\alpha S(V_2 + V_3) + B_2 + B_3$ | $V_2 + V_3$ |

资料来源:作者整理

根据控制人持股比例通过项目选择和自由现金流决策影响企业绩效的分析可知,当混合所有制企业控制人持股比例较高,除控制权外还保留大量现金流权利时,面临着大量的自由现金流回报,选择将现金流分配的可能性较大,现金流再投资就会减少,进而失去现金流再投资带来的绩效增值。当混合所有制企业控制人持股比例较低时,虽然选择现金流再投资获取二次绩效增值的可能性较大,但无效率项目选择就会增加,进而造成企业隐性的绩效损失。由此可见,混合所有制企业控制人做出的项目选择决策和自由现金流决策对企业绩效的影响,作用方向随持股比例变动完全相反。即控制人持股比例降低(或提升)到一定程度时,项目选择决策的结果可能使企业绩效受损(或受益),但无效率项目选择后,自由现金流的再投资决策又会使企业绩效受益(或受损),控制人根据其持股比例做出的项目选择决策和自由现金流决策,不可能同时使企业绩效受益或受损,影响始终体现为互斥的效果。根据这一分析结论可知:控制人过高或过低的持股比例均无法保证控制人私人收益和所有权收益最大化,由于控制人收益最大化过程与企业绩效最大化过程一致,进而企业绩效也无法实现最大化。

商业 II 类国有企业和公益类国有企业还没有大量地引入非国有资本入股,目前仍保持着国有资本股权的相对集中,控制权和现金流权分离程度较低,持股比例在项目选择和自由现金流决策中的作用空间较小。只有商业 I 类国有企业在稳步推进混合所有制改革中引入了大量的非国有资本,使得控制权和现金流权产生了较大的分离。因此,商业 I 类国有企业控制人持股比例在项目选择和自由现金流决策中的操作空间较大,控制人持股比例需要依据其对企业绩效的影响进行权衡取舍。

3. 国有资本控制人持股比例的异质性

现有大量研究结果表明,控制人属性对企业产生的影响,受外部宏观财政政策(郭长林,2018)^[38]、货币政策(刘树海,2018)^[39]的影响,到内部生产效率(Bai等,2009)^[40]、员工持股计划(沈红波等,2018)^[41]、公司治理软实力(张启望和黄速建,2019)^[42];张启望,2016^[43])的影响均体现出显著的异质性。本文认为控制人属性决定了企业属性,导致了治理模式的差异,而不同治理模式下,控制人因现金流权和控制权分离而选择的行为也必然不同。既有研究中部分学者以国有企业为研究对象(刘银国等,2010)^[18],部分学者以民营企业为研究对象(李维安和李汉军,2006)^[17],这说明既有学者也认为控制人属性不同,持股比例与企业绩效存在异质性。这种因控制人属性差异而体现出的异质性,在此次国有企业混合所有制改革中,国有资本控制人最优持股比例的研究中也同样存在,且持股比例的异质性由控制人属性差异体现的治理模式不同而导致。

国内公司治理模式主要分为英美股权主导型模式、东亚与东南亚家族主导型模式和德日债权主导型模式(李维安,2001)^[44],我国外资企业的控制人多来自欧美国家和日本,外资企业更多体现出英美股权主导治理模式和日德债权主导治理模式,而我国民营企业发展较晚,多数是从家族企业

发展而来,更多体现了东亚家族主导型模式。更重要的是,国有企业经过长期的发展,形成了中国独有的治理模式,被称为国企责任治理模式。

在充分竞争行业内非国有企业采用的治理模式下,企业经营的目的除了单纯的盈利目标外较少追求社会性目标,而外国资本逐利的目的性表现得还会更为强烈,所以当非国有企业控制人对自身永续收益(未来企业绩效占比和私人收益之和)现值的估计小于其他某个股东时,控制权就有可能发生转移。而国有企业作为社会主义制度的经济基础,是政府干预经济和参与经济的主要手段(黄速建和余菁,2005)^[27],尽管商业 I 类国有企业混合所有制改革并不要求必须由国有资本作为控制人,但一般在商业 I 类国有企业具有良好市场表现的情况下,国有企业责任治理模式要求商业 I 类国有企业在混合所有制改革中,即使国有资本认为企业对于自身永续收益现值较低,国有企业责任治理模式因其“责任”的存在,国有资本也不会放弃企业的控制权,即允许非国有资本成为企业的控制人,国有企业属性变更为民营等企业属性。从另一角度讲,发展混合所有制经济并不是单纯地出售国有股权,不是全面退出竞争性行业或领域,混合所有制改革的目的是为了在既有基本制度范围内,使得现代化事业和社会主义事业更好地发展(黄速建和胡叶琳,2019)^[1],即使国有资本控制人认为企业持续经营的自身永续收益现值较低,国有企业同样也不能为了“纯效益”而放弃全部企业的控制权,对于重要的企业仍需要保持国有资本控股。为保证国有企业属性不变,国有资本控制人的持股比例必然要维持在一个相对高位,以防止企业属性发生变化。因此,竞争性行业内国有责任治理模式下,保证国有资本一定的控制权成为了国有资本控制人持股比例的典型特质。

综合以上三部分的分析,商业 I 类国有企业混合所有制改革中仍需保持国有资本控股属性的国有企业,非国有资本的引入使得国有资本控制人的持股比例相对下降。一方面,持股比例要保证非国有资本参股后,国有资本仍为企业的控制人,国有企业属性保持不变;另一方面,持股比例还要实现项目选择决策和自由现金流决策对企业绩效影响的制衡,使得控制权和现金流权高度分离后仍能够最大化其私人收益和所有权收益。

因此,提出本文的研究命题:竞争性行业国有企业混合所有制改革中,作为国有资本控制人,其存在一个理想的最优持股比例(或比例区间),这可以保证较高的企业绩效。即,竞争性行业仍需保持国有资本控股的企业,在混合所有制改革和国有资本减持过程中,需要平衡项目选择决策和自由现金流决策对企业绩效的互斥影响最大化企业绩效,因此单调的高比例或低比例持股,均不会是国有企业国有资本控制人最优持股比例。鉴于现实经营中个体异质性以及扰动因素的存在,最优持股比例可能表现为一个动态区间,区间内的国有资本持股既能够保持控制人属性,也能够有效提升企业绩效,而区间外的国有资本持股则不具有提升企业绩效的作用效果,甚至丧失企业控制权。

三、研究设计

1. 样本来源和数据处理

由于商业 II 类国有企业和公益类国有企业目前仍处于积极探索阶段,商业 I 类国有企业的混合所有制改革得到了稳步的推进,所以本文的商业 I 类国有企业为研究对象。为探究商业 I 类国有企业控制人最优持股情况,本文选取 2016—2019 年四批国有混合所有制改革试点中竞争性行业企业为研究样本。数据筛选过程为:(1)选取 2007—2018 年间我国沪、深两市的全部上市公司作为初选样本;(2)按照国泰安数据库(CSMAR)中国证监会上市公司行业分类指引,剔除科学研究与技术服务(M)、教育(P)、卫生(Q)等混合所有制改革没有涉猎行业的上市公司;(3)剔除制造业中铁路、船舶、航空航天和其他制造业(C37),电力、热力、燃气及水生产和供应业(D),以及交通运输、仓储和邮政业(G)这三类主业处于重要行业和关键领域的商业 II 类国有企业和公益类国有企业;(4)剔除控制人持股超过 90%的上市公司;(5)剔除财务指标明显异常的上市公司,为了全面

反映企业的真实情况,ST上市公司和非所有年度利润为负上市公司予以保留;(6)剔除只有一年和两年完整数据的上市公司;(7)保留非国有资本控股的上市公司。最终确定了709家国有资本控制的上市公司为国有企业样本,同时筛选出1657家非国有资本控制的上市公司为非国有企业样本,作为对样本用于控制人持股比例差异性检验与分析。

2. 变量选择与定义

(1)企业绩效。根据理论分析可知,如果国有资本控股的混合所有制企业绩效实现了最大化,那么控制人的利益回报也一定达到了最大化,控制人追逐自身利益最大化过程中同步实现企业绩效最大,因此能够有效提升企业绩效的控制人持股区间,就是最优持股比例。国外在研究股权结构和企业绩效关系方面,大多数学者使用托宾Q值表示企业绩效(McConnell和Servaes,1990^[11];Demsetz,和Villalonga,2001^[13])。我国学者对企业绩效的测度主要有三种方式:①使用托宾Q值(李维安和李汉军,2006^[17];田利辉,2005^[22];刘汉民等;2018^[31]);②使用ROE和ROA等反映盈利能力的财务指标(郝阳和龚六堂,2017^[4];孙永祥和黄祖辉,1999^[16];刘国等,2010^[18];吴淑琨,2002^[21]);③使用综合财务指标,通过主成分分析法计算综合绩效作为企业绩效(徐莉萍,2006)^[25]。本文选择样本最大时间跨度为12年,股权分置改革后不断限售股解禁对于托宾Q值影响较大,在选取样本中部分企业所有者权益为负数,导致部分ROE数值无实际意义,鉴于此,本文选取ROA作为企业绩效测度指标。

(2)控制人持股。对于现代企业,所有权是控制权的基础,两者是基本对等的(刘汉民等;2018)^[31]。本文的研究对象为竞争性行业国有企业混合所有制改革中国有资本持股比例,此处控制人指国有资本,控制人持股指国有资本控制人持股比例。考虑金字塔控股结构对于企业实际控制人持股的影响,认为企业国有资本多受相应层级的国有资产监督管理机构(比如,国务院国有资产监督管理委员会、各省(市、自治区)的国有资产监督管理委员会或国有资产监督管理委员会等)代表国家作为国有资本出资人统一最终控制,但由于前10大股东和前5大股东中国有资本持股比例相差较小,并鉴于股东国有控制人属性识别困难的数据限制,在进行控制人持股认定时,本文以前5大股东国有资本持股比例作为国有资本控制人持股的变量指标。

(3)其他控制变量。参考国内外学者研究经验,其他股权结构通过股权制衡度和高管持股比例反映,股权制衡度选取第2到第10大股东持股比例之和除以第一大股东持股比例(Thomsen和Pedersen,2000^[10];陈德萍和陈永圣,2011^[23];徐莉萍等,2006^[25]);高管持股在一定程度上能缓和所有者与控制人之间的利益冲突(Morck等,1988)^[45],选取董事、监事、高级管理人员持股之和占总股本比例作为高管持股比例衡量指标(李维安和李汉军,2006^[17];田利辉,2005^[22])。其他控制变量从四个方面选取:企业规模、偿债能力、经营能力和发展能力。为了避免共线性问题,每方面选取一个指标进行衡量。

所有变量的定义与说明如表2所示。

表2 变量定义与说明

| 变量名称 | 代理变量 | 变量符号 | 变量定义 |
|----------|---------|----------------|----------------------------|
| 企业绩效 | 总资产净利润率 | ROA | 净利润/总资产均值 |
| 控制人持股 | 控制人持股比例 | <i>pfir</i> | 企业前五大股东中国有资本持股比例之和 |
| 其他股权结构指标 | 股权制衡度 | <i>balance</i> | 第2到第10大股东持股比例之和除以第一大股东持股比例 |
| | 高管持股比例 | <i>ghod</i> | 董事、监事、高级管理人员持股比例(%) |
| 企业规模 | 资产自然对数 | <i>lnasset</i> | 年末资产自然对数 |

续表 2

| 变量名称 | 代理变量 | 变量符号 | 变量定义 |
|------|---------|------------------|---|
| 偿债能力 | 流动比率 | <i>curr</i> | 年末流动资产/年末流动负债 |
| 经营能力 | 总资产周转率 | <i>totassrat</i> | 营业收入/资产总额均值 |
| 发展能力 | 营业利润增长率 | <i>oprfgrt</i> | (营业利润本年本期单季度金额—营业利润上一个单季度金额)/(营业利润上一个单季度金额) |

资料来源:作者整理

3. 模型设计

本文通过构建非平衡面板数据模型,实证检验国有资本控制人持股对企业绩效的影响,考虑到企业绩效存在自回归以及产生的内生性,数据采用动态面板 GMM 模型拟合。为了验证控制人最优持股比例情况,构建回归模型如下:

$$ROA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 balance_{i,t} + \alpha_2 ghod_{i,t} + \alpha_3 lnasset_{i,t} + \alpha_4 curr_{i,t} + \alpha_5 totassrat_{i,t} + \alpha_6 oprfgrt_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)作为基础回归模型,可以检验模型设定的合理性,拟合结果作为参照,与模型(2)、模型(3)进行对比,可以检验自变量与控制变量的共线性问题。

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 pfir_{i,t} + \beta_2 balance_{i,t} + \beta_3 ghod_{i,t} + \beta_4 lnasset_{i,t} + \beta_5 curr_{i,t} + \beta_6 totassrat_{i,t} + \beta_7 oprfgrt_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

$$ROA_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 pfir_{i,t} + \theta_2 pfir_{i,t}^2 + \theta_3 balance_{i,t} + \theta_4 ghod_{i,t} + \theta_5 lnasset_{i,t} + \theta_6 curr_{i,t} + \theta_7 totassrat_{i,t} + \theta_8 oprfgrt_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)、模型(3)依次引入了控制人持股比例一次项(*pfir*)和二次项(*pfir*²),目的是用来检验控制人持股变量与企业绩效的整体系统关联关系,如果模型(3)中二次项(*pfir*²)系数显著,说明控制人持股变量与企业绩效整体上存在 U 型或倒 U 型系统关联。

$$ROA_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 pfir_{i,t} \cdot 1 \cdot (mpfir > a) + \gamma_2 pfir_{i,t} \cdot 1 \cdot (mpfir \leq a) + \gamma_3 balance_{i,t} + \gamma_4 ghod_{i,t} + \gamma_5 lnasset_{i,t} + \gamma_6 curr_{i,t} + \gamma_7 totassrat_{i,t} + \gamma_8 oprfgrt_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

模型(4)为含有示性函数的门限回归模型,其中,*i*代表样本公司,*t*代表年份,*mpfir*是控制人持股(*pfir*)均值,为门限变量,*a*为门限变量的临界值, $1(\cdot)$ 为示性函数,即如果括号中的表达为真,则取值为 1,反之则为 0。由于本文判断控制人持股与企业绩效存在阶段线性与非线性混合分布的可能,因此采用门限回归模型(4)对控制人持股变量的分布进行区间的划分,并在区间子样本中利用模型(2)进行分样本回归,以验证控制人持股与企业绩效可能存在的阶段线性关联,探索控制人最优持股区间。

四、实证结果与分析

1. 控制人持股比例差异性检验

在主业处于充分竞争性行业(商业 I 类)中实施混合所有制改革的企业中,国有企业样本和非国有企业样本控制人持股比例年度均值表现出显著的差异性(如图 2 所示),国有企业控制人持股比例一直高于非国有企业。国有资本作为国有企业控制人,持股比例在 2016 年之前相对稳定,2016 年国有企业混合所有制改革实施后,国有资本持股比例开始下降,说明国有企业开始引入非国有股权,改革效果开始展现。

由表 3 可知,2016 年之前,国有企业控制人持股比例显著高于非国有企业控制人,2016 年之后,虽然显著性水平有所降低,但国有企业控制人持股比例仍以 5% 的显著性水平高于非国有企业

控制人。统计结果与国有企业混合所有制改革中,国有资本为避免控制权转移,持股比例必然要维持在一个相对高位的理论分析基本吻合。

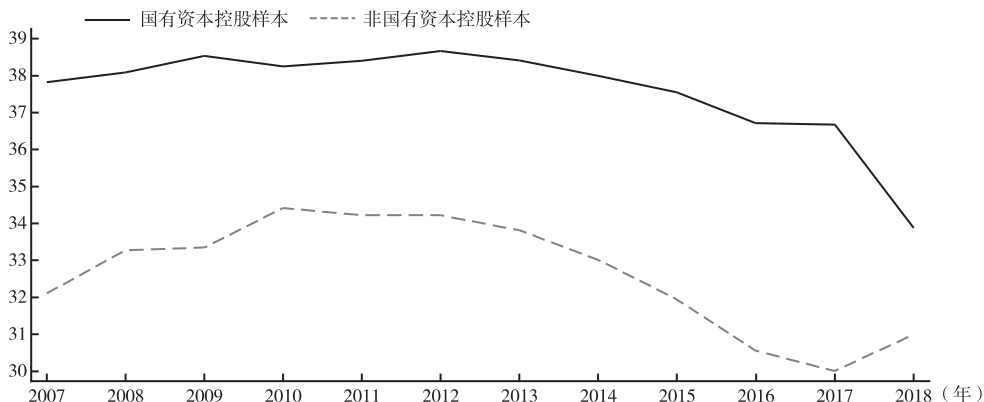


图 2 2007—2018 年国有与非国有样本控制人持股比例

资料来源:作者整理

表 3 控制人持股比例 T 检验

| 持股比例均值 | 国有 | 非国有 | 差异 | T 统计量 | P 值 |
|--------|---------|---------|--------|-------------|--------|
| 全样本 | 37.5840 | 32.6591 | 4.9249 | 16.3464 *** | 0.0000 |
| 混改前 | 38.1926 | 33.3735 | 4.8191 | 22.9595 *** | 0.0000 |
| 混改后 | 35.7583 | 30.5158 | 5.2425 | 4.4289 ** | 0.0474 |

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平上显著

资料来源:作者整理

2. 控制人持股对企业绩效影响实证结果

表 4 为竞争性行业国有企业样本中模型(1)、模型(2)和模型(3)的实证结果,模型(1)中被解释变量(*ROA*)滞后一期系数和方程整体均显著,说明动态面板 GMM 回归模型设计合理。模型(2)中变量 *pfir* 显著为正,表明国有资本控制人持股比例对企业绩效存在显著影响。模型(3)中变量 *pfir*² 显著为负,表明国有资本控制人持股比例与企业绩效整体呈倒 U 型函数的非线性关系,企业绩效最初会随着国有资本控制力的增强而提升,但当国有资本持股超过一定阈值后,一股独大的控制力反而会对企业绩效产生侵害效应。其原因可能是国有资本独大后,一方面,国有资本分散其投资风险的能力明显减弱,可能会偏向于保守的投资战略和财务政策(谢军,2007)^[24],导致投资不足(窦炜等,2011)^[46];另一方面,控制权与现金流权分离度较低而丧失进一步获利的活性,从而使公司偏离最优经营模式。与田利辉(2005)^[22]、张启望(2016)^[43]相关研究结论一致,也符合民营化发展的趋势(Meggison 等,1994)^[47],间接验证了混合所有制改革初衷的正确性。

表 4 国有企业控制人持股与企业绩效实证结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|--------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>L. ROA</i> | -0.0226 ** [0.0109] | -0.0220 ** [0.0109] | -0.0185 * [0.0109] |
| <i>pfir</i> | | 0.1308 *** [0.0259] | 0.4805 *** [0.0948] |
| <i>pfir</i> ² | | | -0.3871 *** [0.1008] |

续表 4

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>balance</i> | 0.0035 [0.0034] | 0.0121 *** [0.0038] | 0.0174 *** [0.0041] |
| <i>ghod</i> | 0.0016 [0.0011] | 0.0014 [0.0011] | 0.0014 [0.0011] |
| <i>lnasset</i> | 0.0085 *** [0.0024] | 0.0080 *** [0.0024] | 0.0081 *** [0.0024] |
| <i>currt</i> | 0.0056 *** [0.0007] | 0.0056 *** [0.0007] | 0.0055 *** [0.0007] |
| <i>totassrat</i> | 0.0696 *** [0.0047] | 0.0683 *** [0.0047] | 0.0680 *** [0.0047] |
| <i>optfgrtt</i> | 0.0001 ** [0.0000] | 0.0000 * [0.0000] | 0.0001 ** [0.0000] |
| 常数项 | -0.2250 *** [0.0551] | -0.2677 *** [0.0560] | -0.3398 *** [0.0594] |
| Wald 检验 | 285.15 Prob = =0.0000 | 312.74 Prob = =0.0000 | 327.81 Prob = =0.0000 |

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平上显著;[]内为标准误,下同

资料来源:作者整理

3. 进一步研究

(1) 持股比例上限的确定。为探究国有资本控制人持股的最优比例区间,本文对国有资本控制人持股比例进行区间子样本划分。按照表 4 模型(3)的回归拟合结果计算,国有控制人持股比例与企业绩效呈现倒 U 型的函数关系,倒 U 型抛物线的顶点应该在 0.62 处($-b/2a$),即以 62% 为临界值,国有资本控制人持股比例在小于 62% 区间与企业绩效单调正相关,在大于 62% 区间单调负相关,但由于抛物线反映的是简单的相关关系,而实证结果反映的是存在控制变量的复合相关关系,所以子样本区间的回归结果并不符合预期要求。

借鉴门限回归的研究思路,依据门限方程模型最小残差平方和(RSS)确定门限值的原则,利用含有示性函数的门限回归方程模型(4),以 $a = 62%$ 为初始临界值,在 1% 的区分度利用二分法手动进行调试确定门限值。表 5 为模型(4)不同临界值残差平方和统计结果,可以看出以 68% 为临界值时,模型(4)的残差平方和最小,进而求得门限回归模型的门限值,而由门限值的属性特征可知,持股比例的分布在 68% 临界值两端存在显著的异质性。因此,在倒 U 型持股比例与企业绩效的系统关联下,68% 的持股比例应该是国有资本控制人最优持股比例的上限。

表 5 临界值残差平方和统计结果

| 临界值 a | $a = 0.62$ | $a = 0.70$ | $a = 0.66$ | $a = 0.67$ | $a = 0.68$ | $a = 0.69$ |
|---------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| RSS | 40.7781 | 40.7285 | 40.7494 | 40.7143 | 40.6519 | 40.6592 |

资料来源:作者整理

(2) 持股比例下限的确定。根据理论分析可知,国有资本控制人的持股比例应该存在一个下限,既可以保证企业的控制人属性不变,也能够保证控制人属性对企业绩效的积极效用。因此,本文在小于 68% 的持股区间采用同样的调试方法,确定下限的临界值 $a = 0.42$ 。至此,本文将国有资

本控制人持股比例分成了三个区间,区间 1(持股比例 <0.42)、区间 2(0.42 < 持股比例 <0.68)和区间 3(持股比例 >0.68)。

(3)最优持股比例验证。为验证国有资本控制人最优持股比例区间的有效性,将模型(2)在国有企业各区间子样本中进行回归拟合,结果如表 6 所示。

表 6 国有企业子样本实证结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|
| | <i>mpfir</i> > 0.68 | <i>mpfir</i> < 0.68 | 0.42 < <i>mpfir</i> < 0.68 | <i>mpfir</i> < 0.42 |
| <i>L. ROA</i> | 0.3544 *** [0.0665] | -0.0245 ** [0.0109] | 0.1570 *** [0.0192] | -0.0822 *** [0.0128] |
| <i>pfir</i> | -0.2693 *** [0.1022] | 0.1384 *** [0.0264] | 0.2602 *** [0.0398] | 0.0571 [0.0373] |
| <i>balance</i> | 0.0194 [0.0572] | 0.0122 *** [0.0039] | 0.0715 *** [0.0131] | 0.0022 [0.0042] |
| <i>ghod</i> | -0.0064 [0.2036] | 0.0015 [0.0011] | -0.0050 [0.0044] | 0.0031 *** [0.0012] |
| <i>lnasset</i> | 0.0154 *** [0.0059] | 0.0079 *** [0.0025] | -0.0217 *** [0.0032] | 0.0222 *** [0.0033] |
| <i>currt</i> | 0.0266 *** [0.0072] | 0.0056 *** [0.0008] | 0.0132 *** [0.0012] | 0.0025 *** [0.0009] |
| <i>totassrat</i> | 0.0392 *** [0.0097] | 0.0677 *** [0.0048] | 0.0340 *** [0.0055] | 0.0843 *** [0.0073] |
| <i>oprfgrtt</i> | 0.0015 *** [0.0003] | 0.0000 * [0.0000] | 0.0000 [0.0000] | 0.0003 *** [0.0001] |
| 常数项 | -0.2285 [0.1541] | -0.2652 *** [0.0567] | 0.3179 *** [0.0742] | -0.5459 *** [0.0746] |
| Wald 检验 | 148.25 Prob = = 0.0000 | 299.57 Prob = = 0.0000 | 448.37 Prob = = 0.0000 | 251.40 Prob = = 0.0000 |

资料来源:作者整理

第(1)列持股比例均值大于 0.68 子样本中,变量 *pfir* 显著为负,第(2)列持股比例均值小于 0.68 的子样本中,变量 *pfir* 显著为正,符合倒 U 型曲线的函数特征,说明国有资本控制人持股比例与企业绩效倒 U 型关系的极点在 68% 处,即国有资本控制人持股比例小于 68% 时会提升企业绩效,而大于 68% 时则会侵害企业绩效。68% 作为国有资本持股比例的上限值,这一经验数据的结果也可从公司法的视角得到佐证。公司法规定,股东大会作为公司的最高权力机构,在做出修改公司章程、增加或减少注册资本,以及公司合并、分立、解散或者变更公司形式的决议,必须经出席会议的股东所持表决权的三分之二以上通过,这表明当控制人持股超过三分之二这一比例时,控制人可以通过修改公司章程等方式,在既有的监管政策范围内不受限制地实现自己的任何合法利益,甚至可能是“剥夺”中小股东应有的合理权益,而 68% 则恰好超过这一表决权比例。国有企业混合所有制改革中,如果国有资本持股超过这一比例,非国有参股本很难构成对企业的实际影响,这样一方面无法激发非国有资本的活性,违背混合所有制改革的初心;另一方面也可能使得非国有资本失去参股国有企业的动机,导致国有企业混合所有制改革无法得到实施。因此,国有资本控制人最优持股比例的上限确定为 68%,既有经验数据的支持,又得到了制度分析的交叉印证,保证了其合理性。

第(3)列中变量 *pfir* 显著为正,表明当国有控制人持股处于 42% ~ 68% 之间时,国有资本控制人持股能够有效提升企业绩效。第 4 列中变量 *pfir* 不显著,表明当国有资本控制人持股低于 42% 时,控制人持股则对企业绩效无显著影响,虽然仍具有国有控制人属性,但可能由于其控制力较弱,无法对有关企业绩效的重大决策产生重大影响。根据公司治理理论,当第二大和第三大股东持股比例数或较少数股东持股比例数超过控制人持股比例时,控制人的影响力就会因少数股东的联合而受到限制,为限制第二大股东而“讨好”某些可能与其联合的中小股东,甚至受到其“要挟”。如果混合所有制改革中国有资本持股保持在 42% 以上,那么其他参股股东联合抵制国有资本的可能性就大大降低,国有资本控制人的影响力不会轻易受到影响。

因此,国有企业混合所有制改革中,国有资本 42% ~ 68% 的持股区间,既能够有效保证国有资本控制人属性,也能够高效发挥国有资本对企业绩效的提升效应,符合研究命题中对竞争性行业国有混合所有制企业控制人最优持股的理论设定。

4. 非参数稳定性检验

非参数估计也称自由分布检验,与回归方程拟合的估计方法不同,回归方程拟合需要预先设定模型的具体形式和误差分布,而非参数估计则不依赖于样本总体的分布形式,仅从数据本身获得需要的信息,虽然估计收敛速度慢,但对于非线性、非齐次问题效果较好。

(1)非参数核估计。表 7 是国有控制人持股与企业绩效非参数核估计的结果,四种常规核估计中变量 *pfir* 的效应值均显著,说明国有控制人持股与企业绩效存在显著的系统关系。利用非参数核估计的效用函数,计算国有控制人持股各百分位数的效应值发现,效用值极值点分别位于 71% (伊番科尼可夫核)、70% (高斯核)、68% (均匀核)、70% (三角核),虽然与前文线性模型计算的极值点 68% 并非完全一致,但在最优带宽涵盖范围内,例如伊番科尼可夫核的最大效应点在 71% 处,最优带宽为 0.0382,二者差值小于 68%。只有高斯核最大效应点的最优带宽没有涵盖 68%,但差距较小。

表 7 非参数核估计

| 核类型 | 伊番科尼可夫核 | 高斯核 | 均匀核 | 三角核 |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Effect(<i>pfir</i>) | 0.0307*** | 0.0329*** | 0.0306*** | 0.0328*** |
| 最大效应点 | 0.71 | 0.7 | 0.68 | 0.7 |
| 最优带宽 | 0.0382 | 0.0066 | 0.0827 | 0.0757 |
| R ² | 0.0065 | 0.02 | 0.0061 | 0.0079 |

资料来源:作者整理

表 8 列示了伊番科尼可夫核和均匀核,国有控制人持股在 65% ~ 75% 各百分位数的效应均值和边际效应值,伊番科尼可夫核的效应均值在 71% 处最大,边际效应值小于 71% 时为正,大于 71% 后均为负值;均匀核的效应均值在 68% 处最大,边际效应值小于 68% 时为正,大于 68% 后均为负值。表 7 和表 8 的结果充分说明前文利用参数回归模型(4)计算出的倒 U 型极值是较为准确的。

表 8 65% ~ 75% 持股比例效应函数均值和边际效应值

| 核类型 | 伊番科尼可夫核 | | 均匀核 | |
|-------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | <i>effect</i> | <i>dy/dx</i> | <i>effect</i> | <i>dy/dx</i> |
| <i>pfir</i> | | | | |
| 0.65 | 0.045786 | 0.071432 | 0.047311 | 0.063464 |
| 0.66 | 0.046987 | 0.064029 | 0.047675 | 0.061037 |
| 0.67 | 0.048142 | 0.055264 | 0.048245 | 0.050999 |
| 0.68 | 0.049563 | 0.044340 | 0.050546 | 0.027294 |
| 0.69 | 0.050512 | 0.029189 | 0.049501 | -0.010337 |

续表 8

| 核类型 | 伊 番 科 尼 可 夫 核 | | 均 匀 核 | |
|-------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | <i>effect</i> | <i>dy/dx</i> | <i>effect</i> | <i>dy/dx</i> |
| <i>pfir</i> | | | | |
| 0.70 | 0.050897 | 0.016078 | 0.048836 | -0.003701 |
| 0.71 | 0.051198 | 0.009819 | 0.046772 | -0.001046 |
| 0.72 | 0.050889 | -0.004357 | 0.045308 | 0.002628 |
| 0.73 | 0.050437 | -0.003757 | 0.046124 | -0.016031 |
| 0.74 | 0.049240 | -0.010867 | 0.046293 | -0.024982 |
| 0.75 | 0.047014 | -0.019817 | 0.045471 | -0.068030 |

资料来源:作者整理

图 2 和图 3 分别为伊 番 科 尼 可 夫 核 和 均 匀 核 持 股 比 例 对 企 业 绩 效 影 响 的 效 应 函 数 图 像,伊 番 科 尼 可 夫 核 的 极 值 点 为 0.71,在 四 个 核 函 数 中 最 大;均 匀 核 的 极 值 点 为 0.68,在 四 个 核 函 数 中 最 小。两 个 函 数 图 像 整 体 均 呈 现 整 体 非 线 性 与 局 部 阶 段 线 性 的 混 合 分 布,在 函 数 极 值 点 左 侧 表 现 为 递 增 趋 势 的 阶 段 线 性 关 系,在 极 值 右 侧 可 视 为 单 调 递 减 的 简 单 线 性 关 系,从 而 函 数 整 体 表 现 为 倒 U 型 的 非 线 性 关 系,此 结 果 从 另 一 个 研 究 视 角 支 持 了 前 文 参 数 估 计 的 研 究 结 论。

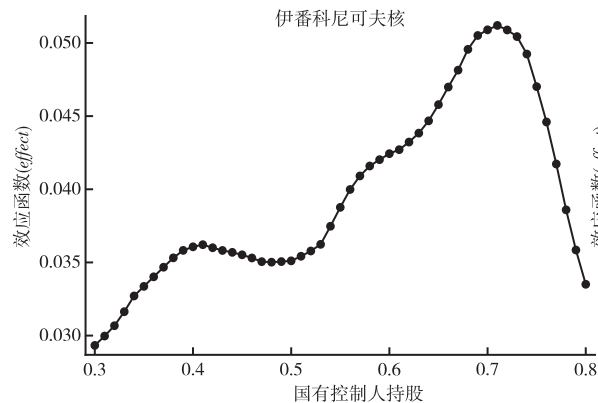


图 3 伊 番 科 尼 可 夫 核 效 应 函 数

资料来源:作者整理

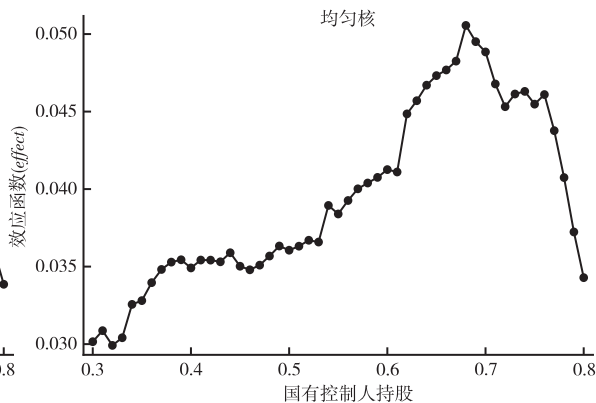


图 4 均 匀 核 效 应 函 数

资料来源:作者整理

(2)半参数序列估计。半参数回归可以有效估计存在参数控制变量条件下非参数自变量的效应函数,利用非参数序列回归对方程模型(2)进行半参数逼近拟合估计,即自变量进行非参数估计,控制变量进行参数估计,结果如表 9 所示。

表 9 半 参 数 估 计 结 果

| 变量 | ROA |
|----------------|------------------------|
| <i>pfir</i> | 0.0669 *** [0.0071] |
| <i>balance</i> | 0.0122 *** [0.0017] |
| <i>ghod</i> | 0.0027 *** [0.0004] |
| <i>lnasset</i> | 0.0032 *** [0.0010] |

续表 9

| 变量 | ROA |
|------------------|------------------------|
| <i>curr</i> | 0.0057 *** [0.0012] |
| <i>totassrat</i> | 0.0117 *** [0.0016] |
| <i>oprfgrrt</i> | 0.0001 ** [0.0001] |
| Polynomial order | 2 |

资料来源:作者整理

考虑到参数检验支持倒 U 型结论,且非参数自变量唯一,所以半参数检验选择了 2 阶多项式 (polynomials) 序列做回归函数的近似逼近。从表 9 半参数估计结果可知,国有控制人持股自变量 *pfir* 非参数估计效应值显著,控制变量参数估计系数均显著。一方面证明了国有控制人持股与企业绩效存在系统关联;另一方面表明参数回归中控制变量的选择是较为合适的。

图 5 是半参数序列估计中国有控制人持股比例对企业绩效影响的效应函数图像,图像整体上呈倒 U 型,最大效应点持股比例为 72% 处,持股比例大于 60% 处的效应函数较为平滑,说明单调性较为一致,而小于 60% 处的效应函数平滑性较差,小于 40% 处表现为散点,且函数置信区间差异较大,说明局部存在单调性不一致的可能,即存在阶段线性。半参数的估计结果也同样表明了本文研究结论的稳定性。

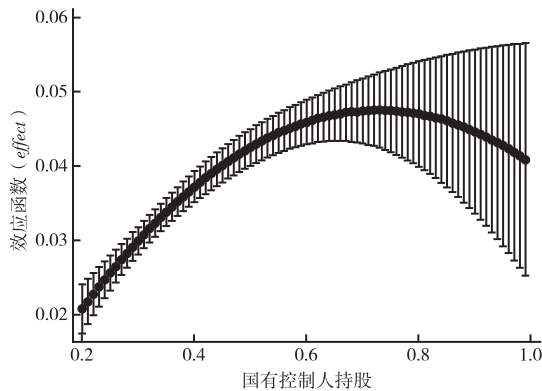


图 5 半参数序列效应函数

资料来源:作者整理

五、结论及政策建议

在竞争性行业国有企业混合所有制改革稳步推进过程中,在需要由国有资本担当控制人的情况下,国有资本控制人最优持股比例的确定是学术界一直试图回答的问题,也是商业 I 类国有企业混合所有制改革必须面对、破解的难题。本文尝试从控制人持股比例的视角,以项目选择决策和自由现金流决策中的作用机理为理论分析框架,利用门限回归研究思路构建实证模型,并采用非参数核回归和序列回归进行验证,对国有资本控制人的最优持股区间进行研究。研究发现:第一,竞争性行业国有控制的混合所有制企业中,国有资本控制人持股与企业绩效表现为整体非线性和局部阶段线性的系统关联特征,二者整体上呈倒 U 型,但局部存在单调程度不一致的阶段线性,倒 U 型极点处的持股阈值为 68%,在高于该阈值区间,国有资本控制人持股对企业绩效具有侵害效应,但在低于该阈值区间,国有资本控制人持股并未全部表现为提升企业绩效的效应,而是局部单调程度

不一致的阶段线性,当持股比例低于42%区间时,国有资本控制人持股没能呈现出任何影响机制与作用效应,只有持股比例在42%~68%区间时,才能呈现出国有资本控制人持股对企业绩效提升的积极效应。第二,过高比例的控制权持股以及仅保证控制人属性的安全边际持股方式,都不是竞争性行业国有控股混合所有制企业控制人的最优持股方式。考虑到实践中企业外部环境和自身特征的异质性,竞争性行业国有控股混合所有制企业控制人的最优持股比例为一个介于42%~68%的动态区间,控制人将持股比例保持在这一区间内,既可以保证国有资本的控制人属性,也能够积极发挥国有资本提升企业绩效的活性,这应该是商业I类国有企业混合所有制改革实践中,国有资本控制人持股的最优目标区间。

针对我国商业I类国有企业混合所有制改革现阶段情况,根据上述结论,提出以下政策建议:第一,在需要由国有资本控股的商业I类国有企业混合所有制改革中,可适当降低国有资本持股比例,在确保国有资本控制人地位的前提下,适度引入非国有异质性资本,可能有利于进一步完善国有企业经营机制与制度,提升企业活力。较好的治理效应能够提升商业I类国有企业的资金灵活性,改善企业整体效率,提高企业绩效。同时,国有控制人的地位可以保证国有资本的社会影响和控制力,减少改革阻力,从而有力且有效地推进竞争性行业国有企业混合所有制改革进程。第二,在需要由国有资本控股的商业I类国有企业混合所有制改革中,应适当保持相对的控股优势,股权过度分散时,虽然也可以保持国有资本控制人属性,但不利于企业绩效的提升。同时,混合所有制改革的主要目的是去行政性垄断和增效率,可主要采取增量吸收非国有股权的方式,而不只是为降低国有控制人持股比例而硬性出售国有股权。第三,在需要由国有资本控股的商业I类国有企业混合所有制改革中,要避免股权过于集中出现“一股独大”的持股方式,当国有资本控制人持股过高时,一方面,因无法有效分散经营风险,使得经营决策过于保守;另一方面,可能因对企业的控制权远高于在企业中的所有权,引起国有资本控制人从责任利益最大化出发,只考虑国有资本的利益或社会整体利益而忽视企业自身的利益,使该企业变相成为不以盈利为目的的某种机构,从而影响非国有股东的利益,形成非国有资本参股的非政策性进入壁垒,从而形成所谓的“玻璃门”效应,进而无法达到国有企业混合所有制改革的目的。

参考文献

[1] 黄速建,胡叶琳. 国有企业改革40年:范式与基本逻辑[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2019,(2):38-48.

[2] 黄速建. 中国国有企业混合所有制改革研究[J]. 北京:经济管理,2014,(7):1-10.

[3] 任腾飞. 部分重要领域混合所有制改革试点:增强企业活力放大国有资本功能[J]. 北京:国资报告,2019,(5):58-61.

[4] 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.

[5] 程俊杰,章敏,黄速建. 改革开放四十年国有企业产权改革的演进与创新[J]. 成都:经济体制改革,2018,(5):85-92.

[6] 殷西乐,李维安,武立东,李建标. 网络治理、混合所有制改革与治理能力现代化——第八届公司治理国际研讨会综述[J]. 天津:南开管理评论,2015,(6):146-153.

[7] 黄速建,肖红军,王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 北京:中国工业经济,2018,(10):21-43.

[8] Berle, A. A., G. G. Means. The Modern Corporation and Private Property[M]. Harcourt, Brace and World, 1932.

[9] Oswald, S. L., J. S. Jahera. The Influence of Ownership on Performance: An Empirical Study[J]. Strategic Management Journal, 1991, 12, (4):321-326.

[10] Thomsen, S., T. Pedersen. Ownership Structure and Economic Performance in the Largest European Companies[J]. Strategic Management Journal, 2000, 21, (6):689-705.

[11] McConnell, J. J., H. Servaes. Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value[J]. Journal of Financial Economics, 1990, 27, (2):595-612.

[12] Demsetz, H.. The Structure of Ownership and the Theory of the Firm[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26, (2):375-390.

[13] Demsetz, H., B. Villalonga. Ownership structure and corporate performance[J]. Journal of Corporate Finance, 2001, 7, (3):209-233.

[14] Holderness, C. G. C., D. P. Sheehan. The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations: An Exploratory Analysis

[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, (1-2): 317-346.

[15] Cho, M. Ownership Structure, Investment, and the Corporate Value: An Empirical Analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 47, (1): 103-121.

[16] 孙永祥, 黄祖辉. 上市公司的股权结构与绩效 [J]. 北京: 经济研究, 1999, (12): 23-30, 39.

[17] 李维安, 李汉军. 股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据 [J]. 天津: 南开管理评论, 2006, (5): 4-10.

[18] 刘银国, 高莹, 白文周. 股权结构与公司绩效相关性研究 [J]. 北京: 管理世界, 2010, (9): 177-179.

[19] 王欣, 韩宝山. 混合所有制企业股权结构治理效应分析 [J]. 成都: 经济体制改革, 2018, (6): 125-131.

[20] 胡锋. 混合所有制企业竞争力与国有股比例关系研究——基于制造业的分析 [J]. 上海经济, 2018, (1): 18-26.

[21] 吴淑琨. 股权结构与公司绩效的 U 型关系研究——1997—2000 年上市公司的实证研究 [J]. 北京: 中国工业经济, 2002, (1): 80-87.

[22] 田利辉. 国有股权对上市公司绩效影响的 U 型曲线和政府股东两手论 [J]. 北京: 经济研究, 2005, (10): 48-58.

[23] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007—2009 年中小企业板块的实证检验 [J]. 北京: 会计研究, 2011, (1): 38-43.

[24] 谢军. 第一大股东持股和公司价值: 激励效应和防御效应 [J]. 天津: 南开管理评论, 2007, (1): 21-25.

[25] 徐莉萍, 辛宇, 陈工孟. 股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响 [J]. 北京: 经济研究, 2006, (1): 90-100.

[26] 王平, 周放生. 民企员工能持股, 国企为何不能? [J]. 北京: 国企, 2014, (5): 36-38.

[27] 黄速建, 余菁. 企业员工持股的制度性质及其中国实践 [J]. 北京: 经济管理, 2015, (4): 1-12.

[28] 罗宏, 秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (7): 174-192.

[29] 刘小玄, 李寿喜. 转轨过程中混合股权公司的相对效率——中国电子电器制造业 2000—2004 年经验数据分析 [J]. 上海: 世界经济文汇, 2007, (2): 58-71.

[30] 殷军, 皮建才, 杨德才. 国有企业混合所有制的内在机制和最优比例研究 [J]. 天津: 南开经济研究, 2016, (1): 18-32.

[31] 刘汉民, 齐宇, 解晓晴. 股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究 [J]. 北京: 经济研究, 2018, (5): 175-189.

[32] 刘诚达. 混合所有制企业大股东构成与企业绩效——基于企业规模门槛效应的实证检验 [J]. 天津: 现代财经 (天津财经大学学报), 2019, (6): 15-26.

[33] Jensen, M. C., W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3, (4): 305-360.

[34] 孙兆斌. 股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率 [J]. 北京: 管理世界, 2006, (7): 115-124.

[35] 冉茂盛, 钟海燕, 文守逊, 邓流生. 大股东控制影响上市公司投资效率的路径研究 [J]. 北京: 中国管理科学, 2010, (4): 165-172.

[36] 郝颖, 刘星. 大股东自利动机下的资本投资与配置效率研究 [J]. 北京: 中国管理科学, 2011, (1): 167-176.

[37] Claessens S., S. Djankov, L. Lang. The separation of ownership and control in East Asian Corporations [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58, (1-2): 81-112.

[38] 郭长林. 财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业 [J]. 北京: 经济研究, 2018, (5): 88-102.

[39] 刘树海. 货币政策、存货调整与企业投资效率——来自我国制造业上市公司的经验证据 [J]. 大连: 财经问题研究, 2018, (12): 60-67.

[40] Bai, C. E., Lu, J. and Tao, Z. How Does Privatization Work in China? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37, (3): 453-470.

[41] 沈红波, 华凌昊, 许基集. 国有企业实施员工持股计划的经营绩效: 激励相容还是激励不足 [J]. 北京: 管理世界, 2018, (11): 121-133.

[42] 张启望, 黄速建. 企业隐性软实力能够改善流动性限制吗? [J]. 北京: 管理世界, 2019, (11): 144-157, 228, 232.

[43] 张启望. 最优现金持有行为研究: 基于绩效的判断标准 [J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (4): 144-160.

[44] 李维安. 公司治理 [M]. 天津: 南开大学出版社, 2001.

[45] Morck, R., A. Shleifer, W. V. Robert. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, (1-2): 293-315.

[46] 窦炜, 刘星, 安灵. 股权集中、控制权配置与公司非效率投资行为——兼论大股东的监督抑或合谋? [J]. 天津: 管理科学学报, 2011, (11): 81-96.

[47] Megginson, W. L., R. C. Nash., and M. V. Randenborgh. The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis [J]. *Journal of Finance* 1994, 49, (2): 403-452.

The Controller's Shareholding Ratio of State-Owned Capital and Corporate Performance in Competitive Industries of Mixed Ownership Reform in China

HUANG Su-jian^{1,2}, REN Meng^{1,3}, ZHANG Qi-wang¹

(1. Business School, Liaoning University, Shenyang, Liaoning, 110136, China;

2. Institute of Industrial Economics, CASS, Beijing, 100836, China;

3. School of Economics and Management, Liaoning Shihua University, Fushun, Liaoning, 113001, China)

Abstract: For commercial state-owned enterprises (SOEs) whose main business is in the fully competitive industries and still need to be controlled by state-owned capital (SOC), how to determine the appropriate shareholding ratio of state-owned controller in mixed ownership reform is an important issue that needs to be resolved in practice. The shareholding ratio of a controller essentially reflects the company's equity concentration. The greater the shareholding ratio, the higher the equity concentration, the greater the controller's control over the enterprise and the greater the cash flow right to return operating profits. Whether there is a systematic relationship between the controller's shareholding ratio (CSR) and corporate performance, the previous studies have conducted a lot of research on the basis of the principal agency theory. Although whether there is a systematic relationship between the CSR and corporate performance has been corroborated by relevant studies, the research of Chinese scholars generally supports that the CSR is systematically related to corporate performance, but it shows an inverted U-shaped, U-shaped, Monotonic linearity or phase linearity is different. This paper believes that the previous research conclusions that show multiple distributions are caused by the fact that existing researchers do not distinguish between the attributes of corporate controllers and ignore the differences between industries. Because of the different industries and governance models, the degree of separation between control rights and cash flow rights reflected by the shareholding ratio are different, and the degree of influence on strategic decisions such as corporate governance and project selection must also be in different way.

The CSR can determine the company control rights and reflect the size of the ownership represented by cash flow rights. While the controller has controlled the enterprise, as the ratio decreases, the degree of separation of control and cash flow rights becomes higher, resulting in different project choices and different free cash flow usage methods, which affects the performance of the enterprise. Project selection and free cash flow decision-making are two ways and channels by which the controller's shareholding ratio affects the company's performance.

With the change of the CSR, the project choices made by the controller and the free cash flow decision have completely opposite effects on corporate performance. While the proportion of SOC holdings decreases, it is necessary to balance the mutually exclusive effects of project selection decisions and free cash flow decisions on corporate performance to maximize corporate performance. Therefore, a simple high- or low-proportion shareholding will not be the optimal shareholding ratio of the SOC controller. This paper takes the A-share state-controlled listed companies in competitive industries from 2007 to 2018 as a sample. The sum of the top five largest shareholders of the company's SOC holdings measures the CSR, the shareholding ratio of SOC controllers and corporate performance validation of empirical data is carried out in the system association. The study found that, in a mixed-ownership enterprise controlled by SOC in competitive industries, the shareholding ratio of SOC controllers and enterprise performance show a systemic characteristic of nonlinear and phase-linear mixed distribution. When the shareholding ratio exceeds the extreme threshold of 68%, the controller's shareholding ratio has a monotonous infringement effect on the company's performance. In the shareholding range below this threshold, there is a linear difference in stages, 42% - 68%, the shareholding ratio of SOC controllers is a more suitable target range in the current reform practice.

Key Words: mixed ownership reform; competitive industries; ownership structure; optimal shareholding rate; corporate performance

JEL Classification: M20, L51, L38

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.03.004

(责任编辑:李先军)