

非控股大股东与公司投资决策

廖佳¹ 占云²

(1. 华侨大学工商管理学院, 福建泉州 362021; 2. 暨南大学经济学院, 广东广州 510632)

摘要: 本文以 2004—2019 年我国 A 股上市公司为样本, 考察非控股大股东对公司投资决策的影响, 研究发现, 非控股大股东显著提升了公司投资支出—投资机会敏感性。异质性分析结果表明, 相比控股股东未股权质押的公司, 非控股大股东对投资支出—投资机会敏感性的影响在控股股东股权质押的公司中更显著; 相比经济政策不确定性较低的时期, 非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的影响在经济政策不确定性较高的时期更显著。进一步考虑非控股大股东异质性发现, 相较于国有非控股大股东与其他非控股大股东, 外资非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的正向影响更显著。经济后果分析表明, 非控股大股东对投资决策的积极影响最终能够提升公司的增长和清算期权价值。

关键词: 非控股大股东; 投资决策; 期权价值; 股权质押; 经济政策不确定性

中图分类号: F276 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2023)03-0003-13

一、引言

我国历来高度重视和支持投资工作, 以《国务院关于印发投资管理体制近期改革方案的通知》(国发[1988]45 号)为标志, 投资体制改革的市场化方向逐步明晰。党的十八大以来, 我国政府更是把投资体制改革作为全面深化改革的重要内容和主要突破口, 积极出台了一系列政策文件。2022 年 12 月 14 日, 中共中央、国务院印发了《扩大内需战略规划纲要(2022—2035 年)》, 同样强调要“善于把握投资方向, 消除投资障碍……着力提高投资效率, 促进投资规模合理增长、结构不断优化, 增强投资增长后劲”。然而, 在我国政府积极探索和不断深化投资体制改革的同时, 我们也应注意到, 我国经济转型升级、结构调整优化过程中仍有未治愈的“顽疾”——高端产能不足、低端产能过剩, 投资项目融资难、融资贵, 资源配置效率低下等, 而微观企业则普遍存在贻误投资机会、投资偏离最佳规模和方向等问题。作为公司战略发展和财务管理中至关重要的决策事项, 投资决策质量的高低直接关乎公司未来发展潜力和长期价值创造。本文探求公司投资决策质量的提升路径, 这不仅在微观层面对公司提质增效、加快发展壮大至为关键, 在宏观层面亦有助于提升整个经济体系运行的质量和效益。

随着我国股权分置改革的顺利完成、限售非流通股的大规模解禁以及混合所有制改革的深入推

收稿日期: 2022-05-07

基金项目: 华侨大学高层次人才科研启动费项目“非控股大股东治理与公司投融资决策”(22SKBS020)

作者简介: 廖佳(1994—), 女, 江西萍乡人, 华侨大学工商管理学院讲师, 博士;

占云(1996—), 女, 福建武夷山人, 暨南大学经济学院博士生。

进,上市公司的股权结构趋于制衡性与多元化,存在非控股大股东的公司数量呈现出逐年递增的趋势。在现行公司治理模式下,非控股大股东是一种非常特殊、常见而又重要的存在,具有“非控股股东”与“非中小股东”的特殊身份。研究表明,非控股大股东能够通过股东大会中行使投票权^[1]、派驻董事在董事会上行使表决权^[2]等“用手投票”的方式参与公司治理,也能够通过“用脚投票”^[3]甚至仅“用嘴威胁”^{[4][5]}的方式发挥治理作用。那么,非控股大股东能否有效提升公司投资决策质量、提高投资支出—投资机会敏感性呢?不同情境下,非控股大股东对公司投资决策的影响是否存在差异?异质非控股大股东对公司投资决策的治理效应又是否一致?非控股大股东对公司投资决策的影响最终能否反映到公司权益价值之中呢?对这一系列问题的解答具有重要的理论价值与现实意义。

相较于以往研究,本文可能存在以下边际贡献:第一,深化了大股东治理领域的研究。与传统股权制衡指标关注“前五或前十大股东”不同^[6],本文充分考虑了大股东的“身份”,着眼于更可能实际参与公司治理的非控股大股东,并对不同类型的非控股大股东进行了深入考察,不仅有助于发展我国特殊背景下大股东治理模式研究的理论体系,亦可为上市公司充分发挥非控股大股东的治理作用、优化公司治理体系提供操作性建议。第二,拓展了非控股大股东影响公司投资决策的研究。虽有文献已揭示了非控股大股东对公司投资效率的影响^{[5][7]},但此类文献基于 Richardson 预期投资模型回归所得残差来测度非效率投资^[8],仅从数量上确定最优投资水平。而本文则基于资本逐利的经济规律,从公司投资决策的动态过程(即是否把握最优投资的时机和方向)的视角出发,考察非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的影响。第三,延伸了非控股大股东与公司价值的研究范畴。现有关于非控股大股东对公司价值的影响研究主要集中在短期市场反应、财务绩效以及市场价值等综合评价指标层面^{[2][3]},本文将投资决策构成的公司价值划分为持续经营、增长和清算三种状态的期权价值,从实物期权角度深化了非控股大股东对不同状态下公司价值的影响,厘清了非控股大股东、公司投资决策与价值创造之间的内在联系。第四,丰富了公司投资支出—投资机会敏感性的影响因素研究。现有研究大多从行业竞争、卖空机制、税收征管等企业不可控的外部环境入手探讨公司投资支出—投资机会敏感性的影响因素^{[9][10][11]},聚焦于企业内在因素的研究也仅考察了控股股东股权质押、技术型核心高管、内部控制质量的影响^{[12][13][14]}。本文以非控股大股东这一重要的治理机制作为研究焦点,有助于加深对我国上市公司投资决策质量低下成因的认识,并为有效缓解这一问题提供了新思路。

二、文献回顾与假设提出

在完美的市场条件下,投资机会是公司投资决策的唯一驱动因素,投资支出应当仅随着投资机会的变化进行增减调整^[15]。然而,现实市场中广泛存在的各种摩擦因素会对公司投资决策产生不利影响,致使公司投资支出与投资机会不匹配,其中以信息不对称和代理问题最受关注。Myers 和 Majluf 认为,信息不对称导致公司难以向市场传递高质量投资项目的真实情况,因而无法以合理成本为投资项目筹措充足的资金,最终被迫放弃良好的投资机会^[16]。Jensen 认为,管理者的私有收益主要源自其对公司资源的控制,故自利的管理层有动机通过扩张投资(包括投资于净现值为负的项目)来实现“帝国构建”^[17]。此外,贪图安逸和追求享乐也可能促使管理层白白错失良好的投资机会^[18]。事实上,除了股东—管理层代理问题之外,控股股东—非控股股东代理问题也是导致投资支出与投资机会不匹配的重要原因。控股股东不仅有动机通过投资决策来构建控制性资源^[19],拥有绝对控制权的他们也完全有能力干预公司投资于可使其自身享受高收益的项目,如高价收购其私人资产或开展有损公司价值的投资业务^[20],甚至通过超额派现、直接拆借、违规担保、关联交易等方式侵占公司资金,进而对价值型投资形成挤占^[21]。代理问题不仅会使控股股东和管理层因一己私利而忽视投资项目的经济性评价,还会恶化公司内外部信息不对称并带来融资约束问题,使得公司在面临好的投资机会时缺乏资金支持。那么,如何在监督管理层机会主义行为的同时还能兼顾约束控股股东私利侵占行为便成为提升公司投资决策质量的关键。有研究表明,非控股大股东既有动机也有能力积极参与公司

治理,不仅可以对管理层实施有效监督,而且能与控股股东形成相互掣肘,有效抑制上市公司中的双重委托代理冲突^[4]、降低公司内外部信息不对称并缓解融资约束问题^[22]。本文认为,非控股大股东至少可从以下几个方面影响公司投资决策。

首先,非控股大股东有强烈的动机提升公司投资决策质量。其一,与中小股东关注股价短期涨跌带来的短期投资收益不同,非控股大股东更重视公司长期高质量发展带来的股价持续稳定上涨^[23]。投资是公司发展过程中的一项重要活动,投资决策的合理性和科学性直接关系到公司未来发展潜力和长期价值创造^[24],因而非控股大股东愿意花费时间和精力去关注公司投资决策是否符合“资本逐利动机”,以防控控股股东和管理层贻误投资机会或盲目扩张投资导致未来股价大幅下跌给其造成巨额损失。其二,不同于怀有“搭便车”心理的中小股东,非控股大股东持有上市公司的股权份额较高,控股股东和管理层的私利攫取行为对其利益损害更严重。公司投资活动很容易沦为控股股东和管理层攫取私利的精美工具^{[17][19][20]},出于所持股份的利益导向性,非控股大股东有动机约束控股股东和管理层因一己私利而制定的不合理的投资决策。

其次,非控股大股东有足够的能力提升公司投资决策质量。其一,非控股大股东具有一定的信息优势和专业能力,不仅能够获悉更多公司层面的私有信息并对内部人的行为进行审核把关和监督制约,而且能够根据行业内和行业间的比较分析来评价投资项目的经济性,因而很容易辨别控股股东和管理层制定的投资决策是否偏离了最优化水平。其二,非控股大股东的持股比例较高,可依据《公司法》的规定请求召集临时股东大会,以“用手投票”的方式积极参与公司投资决策,拥有一定的表决权的他们在股东大会上的呼声不易被忽略^[1],因而能够制约控股股东和管理层的不当投资行为。其三,持股比例较高的非控股大股东有机会向公司委派董事或高管,以另一种“用手投票”的方式参与公司投资决策。拥有一席之地的非控股大股东董事(或高管)掌握着一定的话语权,能够通过干预和积极发声的方式维护非控股大股东的利益诉求^[2],有效遏制控股股东和管理层做出有损公司价值及非控股股东权益的投资决策。其四,即便当上述直接干预的方式收效甚微时,非控股大股东也能够释放出退出威胁,作为与控股股东和管理层“讨价还价”的筹码^[4],以此约束他们出于逐利动机的投资行为。这是因为,作为知情交易者,非控股大股东的异常退出行为通常被视为对公司“坏信息”的释放,从而易引发“羊群效应”致使股价骤然下跌。为了避免上述情况发生给自身利益造成严重的损失,控股股东和管理层愿意满足非控股大股东的要求,促使公司投资决策更加科学合理。

最后,根据资本逐利动机,高质量的投资决策除了要求公司及时缩减投资机会较差时的投资规模,还要求公司能够及时抓住有利的投资机会、扩大投资规模,而非控股大股东能够降低公司内外部信息不对称并缓解融资约束问题^[22],使得公司在面临好的投资机会时能够及时有效地获得投资所需的资金。此外,公司内部因信息沟通不畅而贻误投资机会也是导致投资支出与投资机会背离的一个重要原因,而非控股大股东有助于公司构建制度化的沟通渠道和参与平台^[25],且其可能存在特殊身份或具备丰富的投资经验^[23],在参与公司投资决策制定和实施的过程中不仅能发挥建言献策的作用,为公司提供更多有关行业和未来前景的信息或解决问题的新思路,还可以降低决策失误风险,从而优化公司投资决策。综上所述,非控股大股东有利于公司制定出科学合理的投资决策,表现为公司投资支出对投资机会的敏感性明显提升。为此,本文提出以下假设:

H:非控股大股东有助于提高公司的投资决策质量,引致投资支出—投资机会敏感性上升。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

考虑到2020年暴发的新冠肺炎疫情对我国经济社会发展和企业生产经营带来的巨大冲击,本文选取2004—2019年我国沪深A股上市公司作为初始研究样本,并借鉴以往研究经验进行如下筛选:第一,剔除金融保险业上市公司;第二,剔除被冠名ST、*ST及退市等特别处理的样本;第三,在对一致行动人的持股进行汇总之后,剔除第一大股东持股比例小于5%的样本,即对于不存在控股股东以

及不存在本文所界定的大股东的样本,予以剔除;第四,剔除关键数据存在缺失值的样本。经过以上处理,最终得到 27722 个有效观测值。本文所用上市公司股东信息、股权信息、财务数据、股票交易数据等均取自国泰安(CSMAR)数据库或经过计算整理而得。此外,为了缓和离群值造成的偏误,本文对连续变量进行双向 1%缩尾处理。

(二)模型设计与变量界定

本文借鉴已有相关研究^{[9][11]},构建如下模型以检验非控股大股东对公司投资决策的影响:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tobinq_{i,t-1} + \alpha_2 Ncls_{i,t-1} + \alpha_3 Tobinq_{i,t-1} \times Ncls_{i,t-1} + \alpha_4 Controls_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,Invest_{i,t}表示公司 i 在第 t 年的投资支出,采用(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金—处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/(期初固定资产净额+期初无形资产净额)来衡量。Tobinq_{i,t-1}表示公司 i 在第 t-1 年所面临的投资机会,采用(股票年末总市值+负债年末账面价值)/期末总资产来衡量。Ncls_{i,t-1}表示公司 i 在第 t-1 年的非控股大股东,本文在考虑一致行动人问题的基础上,参考已有文献的方法^{[4][23]},将持股比例超过 5%的股东视为大股东,除去控股股东和持股比例超过 5%的管理层和家族企业成员,其余大股东则定义为非控股大股东(Ncls),同时采用是否存在非控股大股东(Dum)、非控股大股东的数量(Num)以及非控股大股东的持股比例之和(Ratio)这三个指标来测度。Controls_{i,t-1}代表第 t-1 年的控制变量,具体包括:公司规模(Size,总资产的自然对数)、资产负债率(Lev,总负债/总资产)、现金持有量(Cash,现金及现金等价物/总资产)、经营性现金流(Cfo,经营活动产生的现金流量净额/总资产)、股票波动率(Stdret,月个股收益率的标准差,要求公司当年存在不少于 6 个月收益观测数值)、上市年龄(Age,截至当期的上市年限)、产权性质(Soe,国企为 1,否则为 0)、控股股东持股(First,控股股东及其一致行动人的持股比例合计)、是否亏损(Loss,若利润总额为负,取值为 1,否则为 0)、高管薪酬(Pay,前三名高管薪酬总额的自然对数)。Industry 和 Year 分别代表行业和年度固定效应,ε_{i,t}代表随机扰动项。本文重点关注模型(1)中投资机会(Tobinq)的系数 α₁ 以及投资机会与非控股大股东的交互项(Tobinq×Ncls)的系数 α₃,系数 α₁ 反映的是公司投资支出—投资机会敏感性,系数 α₃ 则反映的是非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的影响,若本文假设成立,那么系数 α₁ 和 α₃ 均显著为正。

四、实证分析

(一)描述性统计

表 1 提供的变量描述性统计结果显示,Invest 的均值为 0.297,即样本公司年均新增投资(以期初

表 1 描述性统计结果

| 变量名称 | 观察值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 25 分位数 | 中位数 | 75 分位数 | 最大值 |
|--------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Invest | 27722 | 0.297 | 0.453 | -0.181 | 0.066 | 0.160 | 0.340 | 3.044 |
| Tobinq | 27722 | 2.492 | 1.732 | 0.875 | 1.353 | 1.928 | 2.977 | 10.200 |
| Dum | 27722 | 0.497 | 0.500 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Num | 27722 | 0.733 | 0.910 | 0 | 0 | 0 | 1 | 8 |
| Ratio | 27722 | 0.084 | 0.110 | 0 | 0 | 0 | 0.147 | 0.808 |
| Size | 27722 | 21.990 | 1.256 | 19.540 | 21.070 | 21.810 | 22.700 | 25.790 |
| Lev | 27722 | 0.441 | 0.206 | 0.053 | 0.278 | 0.441 | 0.600 | 0.890 |
| Cash | 27722 | 0.164 | 0.130 | 0.004 | 0.073 | 0.127 | 0.215 | 0.655 |
| Cfo | 27722 | 0.044 | 0.073 | -0.187 | 0.004 | 0.044 | 0.087 | 0.248 |
| Stdret | 27722 | 0.136 | 0.064 | 0.044 | 0.092 | 0.121 | 0.162 | 0.385 |
| Age | 27722 | 10.220 | 6.507 | 1 | 5 | 9 | 15 | 29 |
| Soe | 27722 | 0.440 | 0.496 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| First | 27722 | 0.376 | 0.154 | 0.050 | 0.255 | 0.360 | 0.488 | 0.900 |
| Loss | 27722 | 0.094 | 0.292 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Pay | 27722 | 14.070 | 0.796 | 11.200 | 13.600 | 14.100 | 14.570 | 16.160 |

固定资产和无形资产进行标准化)为 29.7%, Invest 的中位数为 0.160, 最大值与最小值分别为 3.044 和 -0.181, 表明不同公司之间的投资支出具有较为明显的差异。Tobinq 的均值为 2.492, 中位数为 1.928, 意味着大部分公司的投资机会要低于平均水平, Tobinq 的最大值与最小值分别为 10.200 和 0.875, 表明不同公司之间的投资机会具有较大的差异。Dum 与 Ratio 的均值分别为 0.497 和 0.084, 表明样本中约有 49.7% 的公司存在(至少 1 个)非控股大股东, 但其持股份额普遍不高, 揭示了我国资本市场“一股独大”现象较为突出。Num 的最大值为 8, 表明个别上市公司中存在的非控股大股东数量较多, 且非控股大股东的分布情况在不同公司之间也存在较为明显的差异。

(二)相关性分析

Pearson 相关性分析结果表明, Invest 与 Tobinq 的相关系数在 1% 水平上显著为正, 初步表明了样本公司的投资支出对其投资机会存在敏感性。此外, 各解释变量之间的相关系数绝对值均低于临界值 0.5, 且方差膨胀因子(VIF)检验结果表明, 所有变量的平均 VIF 值和最大 VIF 值均低于临界值 10, 说明各变量间不存在严重的多重共线性问题。限于篇幅, 具体的结果未列示。

(三)基准回归结果

表 2 报告了非控股大股东影响公司投资决策的回归结果。其中, 表 2 第(1)列的结果显示, 在控制了其余因素的影响后, Tobinq 的回归系数为 0.032 且在 1% 水平上显著。这表明样本中的上市公司投资支出对其投资机会高度敏感, 也即公司会根据投资机会动态调整投资支出, 当面临较好的投资机会时选择投资扩张决策, 而在投资机会较差时则选择尽可能地缩减投资规模, 公司投资决策符合资本逐利的经济规律。表 2 第(2)~(4)列结果显示, 在控制其余因素的影响之后, Tobinq 的回归系数始终在 1% 水平上显著为正, 交互项 Tobinq×Dum、Tobinq×Num 和 Tobinq×Ratio 的回归系数分别为 0.011、0.006 和 0.044, 且均在 5% 水平上显著。这表明当公司存在非控股大股东时, 公司投资支出一投资机会敏感性会显著提高, 且非控股大股东的数量越多、持股比例之和越大, 公司投资支出一投资机会敏感性越强, 验证了本文的研究假设, 即非控股大股东能够显著提升公司投资支出一投资机会敏感性, 使公司投资决策更好地遵循了资本逐利的经济规律。此外, 从控制变量来看, Size、Lev、

表 2 非控股大股东对公司投资决策的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Tobinq | 0.032*** (9.322) | 0.027*** (6.511) | 0.027*** (7.129) | 0.028*** (7.387) |
| Dum | | -0.016(-1.113) | | |
| Tobinq×Dum | | 0.011** (2.253) | | |
| Num | | | -0.003(-0.316) | |
| Tobinq×Num | | | 0.006** (2.180) | |
| Ratio | | | | -0.094(-1.553) |
| Tobinq×Ratio | | | | 0.044** (2.088) |
| Size | 0.020*** (4.477) | 0.020*** (4.350) | 0.019*** (4.172) | 0.020*** (4.370) |
| Lev | 0.054** (2.061) | 0.053** (2.051) | 0.055** (2.111) | 0.054** (2.088) |
| Cash | 0.560*** (14.734) | 0.558*** (14.663) | 0.556*** (14.631) | 0.559*** (14.703) |
| Cfo | -0.321*** (-5.763) | -0.320*** (-5.752) | -0.319*** (-5.745) | -0.322*** (-5.786) |
| Stdret | 0.265*** (4.055) | 0.258*** (3.956) | 0.254*** (3.889) | 0.261*** (4.007) |
| Age | -0.008*** (-9.048) | -0.008*** (-8.572) | -0.008*** (-8.321) | -0.008*** (-8.640) |
| Soe | -0.071*** (-6.529) | -0.071*** (-6.571) | -0.072*** (-6.571) | -0.072*** (-6.500) |
| First | 0.007(0.236) | 0.017(0.505) | 0.029(0.884) | 0.009(0.287) |
| Loss | -0.110*** (-12.282) | -0.109*** (-12.234) | -0.110*** (-12.281) | -0.110*** (-12.261) |
| Pay | 0.027*** (4.220) | 0.027*** (4.189) | 0.027*** (4.112) | 0.027*** (4.169) |
| 截距项 | -0.642*** (-5.935) | -0.628*** (-5.802) | -0.618*** (-5.686) | -0.632*** (-5.751) |
| 行业/年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 |
| 调整的 R ² | 0.123 | 0.123 | 0.124 | 0.123 |

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内 T 值经公司层面聚类处理, 下表同。

Cash、Stdret 和 Pay 的回归系数均显著为正, Age、Soe 和 Loss 的回归系数均显著为负, 表明公司规模越大、长期偿债能力越强、现金储备越充分、特有风险越高、高管薪酬激励水平越高, 公司投资支出越大; 而越成熟或发生亏损的公司, 其新增投资水平会越低, 这些结果与已有文献结论基本一致^{[9][10][14]}。

(四) 内生性检验

上市公司是否存在非控股大股东可能并非随机的, 而与公司特质有关, 其中就有可能受到公司投资决策质量的影响进而选择是否进入公司成为大股东。因此, 非控股大股东与公司投资支出—投资机会敏感性之间的正向关系可能受到内生性问题的影响, 对此, 本文采用双重差分法(DID)与倾向得分匹配法(PSM)予以解决。

1. 双重差分法(DID)。本文参照姜付秀等的做法^[22], 借助非控股大股东“进入”和“退出”的研究情景, 并假设发生变动的时点受到了模拟的外生冲击, 采用双重差分法(DID)来考察非控股大股东“进入”和“退出”对公司投资支出—投资机会敏感性的净效应。对于“进入”: 以无非控股大股东变更为有非控股大股东的样本为处理组, 以始终为无非控股大股东的样本为控制组; 对于“退出”: 以有非控股大股东变更为无非控股大股东的样本为处理组, 以始终为有非控股大股东的样本为控制组。此外, 本文剔除了研究期间内发生多次“进入”或“退出”的公司样本, 且要求变化前后至少各有两年的观测数据。具体模型如下:

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tobinq_{i,t-1} + \beta_2 Enter_{i,t-1} + \beta_3 Tobinq_{i,t-1} \times Enter_{i,t-1} + \beta_4 Controls_{i,t-1} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Invest_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Tobinq_{i,t-1} + \gamma_2 Exit_{i,t-1} + \gamma_3 Tobinq_{i,t-1} \times Exit_{i,t-1} + \gamma_4 Controls_{i,t-1} + \sum Firm + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)中的 Enter 为非控股大股东“进入”哑变量, 公司由无非控股大股东转变为有非控股大股东的当年及之后年度取值为 1, 否则为 0。模型(3)中的 Exit 为非控股大股东“退出”哑变量, 公司由有非控股大股东转变为无非控股大股东的当年及之后年度取值为 1, 否则为 0。控制变量均与模型(1)保持一致, Firm 和 Year 分别代表公司和年度固定效应。

表 3 列示了双重差分检验的回归结果。由结果可见, Tobinq 的回归系数均在 1% 水平上显著为正, 无论是否加入控制变量, 交互项 Tobinq × Enter 的回归系数均显著为正, 表明与一直无非控股大股东的公司相比, 公司由无非控股大股东转变为有非控股大股东后, 其投资支出—投资机会敏感性显著提升。无论是否加入控制变量, 交互项 Tobinq × Exit 的回归系数均显著为负, 表明与一直有非控股大股东的公司相比, 公司由有非控股大股东转变为无非控股大股东后, 其投资支出—投资机会敏感性显著降低。综合来看, 双重差分检验结果仍支持非控股大股东有助于提升公司投资支出—投资机会敏感性这一假设。

表 3 双重差分模型(DID)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|------------------|--------------------|-------------------|
| | 非控股大股东“进入” | | 非控股大股东“退出” | |
| Tobinq | 0.029*** (5.879) | 0.017*** (3.167) | 0.051*** (12.809) | 0.040*** (9.468) |
| Enter | -0.031(-1.060) | -0.029(-0.984) | | |
| Tobinq × Enter | 0.024** (2.516) | 0.030*** (3.250) | | |
| Exit | | | 0.013(0.588) | 0.012(0.551) |
| Tobinq × Exit | | | -0.020*** (-3.231) | -0.014** (-2.384) |
| 截距项 | 0.456*** (4.930) | 0.773** (2.508) | 0.198** (2.019) | -0.253(-1.021) |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 |
| 公司/年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 6968 | 6968 | 10407 | 10407 |
| 调整的 R ² | 0.041 | 0.092 | 0.061 | 0.121 |

2.倾向得分匹配法(PSM)。为了缓解由可观测的公司特征导致的选择性偏误问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)进行样本配对。根据公司中是否存在非控股股东,将样本分为处理组(有非控股股东的公司)与控制组(无非控股股东的公司),再以模型(1)中的所有控制变量为匹配变量进行1:1最邻近匹配,匹配后获得20714个有效观测值。未报告的配对前后密度图显示,配对前处理组和控制组存在一定的特征差异,而配对后二者的密度曲线几乎重合。在配对结果良好的情况下,本文基于配对样本重新进行回归,结果列于表4。由结果可见,Tobinq的回归系数均在1%水平上显著为正,交互项Tobinq×Dum、Tobinq×Num和Tobinq×Ratio的回归系数也均在1%水平上显著为正,依然支持了上述结论,即非控股股东有助于提升公司投资支出—投资机会敏感性。

表4 倾向得分匹配法(PSM)

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Tobinq | 0.025 *** (7.429) | 0.027 *** (9.033) | 0.028 *** (9.708) |
| Dum | -0.013(-1.131) | | |
| Tobinq×Dum | 0.011 *** (3.058) | | |
| Num | | 0.000(0.015) | |
| Tobinq×Num | | 0.005 *** (3.076) | |
| Ratio | | | -0.080 * (-1.745) |
| Tobinq×Ratio | | | 0.040 *** (2.648) |
| 截距项 | -0.752 *** (-6.880) | -0.743 *** (-6.794) | -0.751 *** (-6.866) |
| 控制变量/行业/年度 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 20714 | 20714 | 20714 |
| 调整的R ² | 0.133 | 0.133 | 0.132 |

(五)其他稳健性检验

为了保证研究结果的可靠性,本文通过更换公司投资支出、投资机会的衡量方式以及缩短样本期间等多种方法进行稳健性检验。

1.更换公司投资支出的测度。参照已有文献^{[10][12]},本文采用以下两个指标重新测度公司投资支出:(1)Invest1=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金)/(前期固定资产净额+前期无形资产净额);(2)Invest2=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额)/(前期固定资产净额+前期无形资产净额)。

2.更换公司投资机会的测度。股权分置改革之前,上市公司的流通股和非流通股之间具有明显区别,为此,本文借鉴已有研究的做法^{[9][26]},利用每股净资产计算非流通股的价值,重新测度公司投资机会:Tobinq1=(流通股股数×股票价格+非流通股股数×每股净资产+负债年末账面价值)/期末总资产。

3.缩短样本期间。本文的样本期间为2004—2019年,既经历了上市公司股权分置改革,也跨越了2007—2009年的全球金融危机,为了排除这些特殊事件对研究结果的影响,本文借鉴柯艳蓉和李玉敏的做法^[12],将样本期间缩短至2010—2019年重新进行回归。

经上述稳健性检验,本文的研究结论依然成立。限于篇幅,上述稳健性检验结果未报告。

五、进一步研究

(一)异质性分析

1.基于控股股东股权质押的异质性分析。近年来,中国资本市场持续波动,控股股东股权质押爆仓事件频频发生。研究表明,股权质押下两权分离度的加大会进一步强化控股股东侵占非控股股东利益的自利动机^[27],控股股东在股权质押后往往会忽视对投资项目可行性及效益的评估,甚至会干预公司投资于可使其获取高收益的项目以填补质押期间现金流权的流失,致使公司投资决策偏离最优化水平^[12]。在此情形下,非控股股东出于自身利益的考量无疑会提高警觉,且有强烈的动机对

控股股东股权质押下的自利行为以及不合理的投资决策进行监督和约束。此外,控股股东股权质押后面临控制权转移风险,而这赋予了非控股大股东更多与之“讨价还价”的筹码,使得非控股大股东即便在直接监督失效时也有足够的利用“退出威胁”维护自身利益,此时非控股大股东对公司投资决策的治理作用尤为凸显。而反观在控股股东未股权质押的公司中,投资决策可能本就符合“资本逐利动机”,非控股大股东发挥的作用有限。由此可推测,相较于控股股东未股权质押的公司,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的正向影响在控股股东股权质押的公司中应该更加显著。为了验证这一观点,本文根据控股股东是否进行股权质押将全样本分为两组,分组检验结果列于表 5。结果显示,无论控股股东是否股权质押, Tobinq 的回归系数均在 1% 水平上显著为正,但交互项 Tobinq×Dum、Tobinq×Num 和 Tobinq×Ratio 的回归系数仅在控股股东股权质押子样本中显著为正,在控股股东未股权质押子样本中不显著。这表明与控股股东未股权质押的公司相比,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的正向影响在控股股东股权质押的公司中更加显著,验证了上述推测。

表 5 控股股东股权质押对非控股大股东与公司投资决策关系的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 控股股东股权质押 | | | 控股股东未股权质押 | | |
| Tobinq | 0.029 *** (4.793) | 0.030 *** (5.123) | 0.032 *** (5.477) | 0.026 *** (4.943) | 0.027 *** (5.385) | 0.027 *** (5.466) |
| Dum | -0.015 (-0.672) | | | -0.016 (-1.025) | | |
| Tobinq×Dum | 0.014 ** (1.976) | | | 0.008 (1.316) | | |
| Num | | -0.009 (-0.781) | | | 0.001 (0.079) | |
| Tobinq×Num | | 0.008 ** (2.183) | | | 0.004 (1.172) | |
| Ratio | | | -0.087 (-0.832) | | | -0.088 (-1.355) |
| Tobinq×Ratio | | | 0.058 * (1.688) | | | 0.032 (1.253) |
| 截距项 | -1.109 *** (-5.623) | -1.097 *** (-5.547) | -1.105 *** (-5.565) | -0.395 *** (-3.374) | -0.385 *** (-3.271) | -0.402 *** (-3.409) |
| 控制变量/行业/年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10760 | 10760 | 10760 | 16962 | 16962 | 16962 |
| 调整的 R ² | 0.102 | 0.102 | 0.101 | 0.146 | 0.147 | 0.146 |

2. 基于经济政策不确定性的异质性分析。投资决策对于未来预期收益的敏感性较高,不确定性环境下的投资行为一直是公司金融领域研究的重点议题。在我国特殊制度背景下,经济政策不确定性是公司投资决策不可避免的外部环境因素。研究表明,较高的经济政策不确定性增加了公司对未来发展趋势判别的难度,致使公司难以及时把握投资机会或为规避风险而有意延缓投资^[26],且由经济政策不确定性导致的融资约束问题也会使得公司缺乏资金支持有利的投资机会^[28]。更为关键的是,较高的经济政策不确定性为控股股东和管理层将投资失败归因于外部环境因素创造了条件,使其能以此为掩护制定不合理的投资决策以攫取私利^[29]。在此情形下,出于自身利益的考虑,非控股大股东会强化风险意识,甚至对控股股东和管理层缺乏信心,进而格外关注他们的投资行为是否存在自利动机,此时非控股大股东对公司投资决策的治理作用尤为凸显。而反观在经济政策不确定性较低时,公司投资决策可能本就符合“资本逐利动机”,非控股大股东治理效应的发挥相当有限。由此可推测,相比经济政策不确定性较低的时期,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的正向影响在经济政策不确定性较高的时期应该更加显著。为了验证这一观点,本文基于 Huang 和 Luk 编制的中国经济政策不确定性指数^[30],将此月度数据按算术平均法转换为年度指标,再按其中位数进行

分组,分组检验结果列于表6。结果显示,无论处于经济政策不确定性较高的时期还是较低的时期,Tobinq的回归系数均在1%水平上显著为正,但交互项Tobinq×Dum、Tobinq×Num和Tobinq×Ratio的回归系数仅在经济政策不确定性较高的时期显著为正,在经济政策不确定性较低的时期不显著。这表明与经济政策不确定性较低的时期相比,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的正向影响在经济政策不确定性较高的时期更加显著,验证了上述推测。

表6 经济政策不确定性对非控股大股东与公司投资决策关系的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 经济政策不确定性高 | | | 经济政策不确定性低 | | |
| Tobinq | 0.023 *** (4.834) | 0.024 *** (5.286) | 0.025 *** (5.565) | 0.035 *** (5.449) | 0.036 *** (5.923) | 0.035 *** (5.991) |
| Dum | -0.014 (-0.865) | | | -0.015 (-0.782) | | |
| Tobinq×Dum | 0.012 ** (2.200) | | | 0.008 (0.946) | | |
| Num | | 0.000 (0.025) | | | -0.004 (-0.397) | |
| Tobinq×Num | | 0.006 ** (2.070) | | | 0.004 (0.952) | |
| Ratio | | | -0.069 (-0.951) | | | -0.127 (-1.513) |
| Tobinq×Ratio | | | 0.044 * (1.809) | | | 0.044 (1.177) |
| 截距项 | -0.602 *** (-4.783) | -0.583 *** (-4.617) | -0.603 *** (-4.698) | -0.667 *** (-5.258) | -0.663 *** (-5.214) | -0.669 *** (-5.221) |
| 控制变量/行业/年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 17279 | 17279 | 17279 | 10443 | 10443 | 10443 |
| 调整的R ² | 0.141 | 0.141 | 0.140 | 0.087 | 0.087 | 0.087 |

(二) 异质非控股大股东对公司投资决策的影响是否一致

上文结果已证实,非控股大股东作为治理主体,能够显著提升公司投资支出—投资机会敏感性。然而,非控股大股东并非是同质的,不同的非控股大股东可能具有不同的利益目标或行为动机,进而对公司投资决策的态度及影响效应存在差异。为了进一步考察异质非控股大股东对公司投资决策的影响是否存在差异,本文借鉴余怒涛等的研究思路^[23],根据股东性质将非控股大股东划分为国有、外资以及其他三种类型,回归结果列于表7。结果显示,Tobinq的回归系数均在1%水平上显著为正,交互项Tobinq×Dum、Tobinq×Num和Tobinq×Ratio的回归系数仅在外资非控股大股东中才显著为正,在国有非控股大股东和其他非控股大股东中几乎均不显著。这表明相较于国有非控股大股东与其他非控股大股东,外资非控股大股东更能有效提升公司投资支出—投资机会敏感性。对此可能的解释是,国有非控股大股东由于其身份的特殊性,可能更加关心上市公司对国家政策的贯彻落实与企业社会责任目标的实现,而对公司自身的投资决策及其效率问题并不那么重视;而外资非控股大股东则更关注上市公司的内在价值和股票市场表现,且其自身对风险的感知较为敏感,对机会的识别能力也较强,因而更有动机且有足够的能力督促上市公司的控股股东和管理层更好地抓住投资机会,制约投资支出背离投资机会的不当行为。

(三) 经济后果分析:期权价值视角

投资活动是公司价值创造的重要驱动因素^[15],公司在任一时间段都面临着继续经营、扩张或清算这三种状态,选择其中一种投资决策所带来的权益价值便构成了公司的期权价值^[24]。具体地,当公司面临良好的投资机会并选择投资扩张时,权益价值主要反映为增长价值,而当公司未来经营前景黯淡并选择缩减投资规模时,权益价值则主要反映为清算价值。结合上文理论分析及实证结果,非控股大股东有助于提升公司投资支出—投资机会敏感性,也即能够促使公司执行更科学合理的投资决

表 7

异质非控股大股东对公司投资决策的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 国有非控股大股东 | | | 外资非控股大股东 | | | 其他非控股大股东 | | |
| Tobinq | 0.033 *** (9.152) | 0.033 *** (9.260) | 0.033 *** (9.226) | 0.031 *** (8.993) | 0.031 *** (8.791) | 0.031 *** (9.007) | 0.029 *** (7.594) | 0.031 *** (8.355) | 0.032 *** (8.630) |
| Dum | -0.005 (-0.256) | | | -0.077 *** (-3.590) | | | 0.016 (1.078) | | |
| Tobinq×Dum | -0.007 (-1.131) | | | 0.017 * (1.856) | | | 0.008 (1.486) | | |
| Num | | 0.006 (0.507) | | | -0.077 *** (-4.619) | | | 0.017 ** (2.067) | |
| Tobinq×Num | | -0.007 (-1.570) | | | 0.022 *** (3.077) | | | 0.001 (0.444) | |
| Ratio | | | 0.055 (0.726) | | | -0.424 *** (-4.089) | | | 0.096 (1.548) |
| Tobinq×Ratio | | | -0.047 * (-1.779) | | | 0.109 ** (2.218) | | | 0.001 (0.030) |
| 截距项 | -0.637 *** (-5.896) | -0.638 *** (-5.902) | -0.639 *** (-5.908) | -0.703 *** (-6.209) | -0.690 *** (-6.149) | -0.706 *** (-6.248) | -0.646 *** (-5.985) | -0.647 *** (-5.999) | -0.647 *** (-5.994) |
| 控制变量/行业/年度 | 控制 |
| 样本量 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 | 27722 |
| 调整的 R ² | 0.123 | 0.123 | 0.123 | 0.124 | 0.124 | 0.124 | 0.124 | 0.124 | 0.123 |

策,那么这一影响最终能否反映到公司权益价值之中呢?为此,本文进一步考察非控股大股东对公司期权价值的影响。

为了测度公司的增长期权价值和清算期权价值,本文借鉴已有相关研究的做法^{[9][12]},构建如下两个模型:

$$MV_t/NA_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 GM + \delta_2 GH + \delta_3 NP_t/NA_{t-1} + \delta_4 GM \times NP_t/NA_{t-1} + \delta_5 GH \times NP_t/NA_{t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$MV_t/NP_t = \zeta_0 + \zeta_1 LM + \zeta_2 LH + \zeta_3 NA_{t-1}/NP_t + \zeta_4 LM \times NA_{t-1}/NP_t + \zeta_5 LH \times NA_{t-1}/NP_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

上述模型中, MV_t 为公司在 t 年的总市值, NA_{t-1} 为公司在 $t-1$ 年的净资产, NP_t 为公司在 t 年的净利润。模型(4)中的 GM 和 GH 为哑变量,根据各年度 NP_t/NA_{t-1} 的大小将样本分为三组,若 NP_t/NA_{t-1} 位于最高组(代表投资机会最好), GH 取值为1,否则为0;若位于中间组, GM 取值为1,否则为0。模型(5)中的 LM 和 LH 也为哑变量,在剔除年度亏损的样本后,根据各年度 NA_{t-1}/NP_t 的大小将剩余样本分为三组,若 NA_{t-1}/NP_t 位于最高组(代表投资机会最差), LH 取值为1,否则为0;若位于中间组, LM 取值为1,否则为0。模型(4)中 $GH \times NP_t/NA_{t-1}$ 的回归系数 δ_5 和模型(5)中 $LH \times NA_{t-1}/NP_t$ 的回归系数 ζ_5 分别反映了增长期权价值和清算期权价值。为了检验非控股大股东对公司增长和清算期权价值的影响,本文借鉴已有研究的做法^{[9][12]},根据是否存在非控股大股东进行分组回归,并对两组样本的回归系数进行差异显著性检验。

表8中第(1)~(3)列报告了非控股大股东与公司增长期权价值关系的相关回归结果。其中,第(1)列全样本的回归结果显示, NP_t/NA_{t-1} 、 $GM \times NP_t/NA_{t-1}$ 和 $GH \times NP_t/NA_{t-1}$ 的回归系数分别为-0.073、23.118和31.240,且均在1%水平上显著,表明公司的盈利能力越强,权益价值更多地表现为增长期权价值。第(2)~(3)列分样本的回归结果显示,无非控股大股东组中 $GH \times NP_t/NA_{t-1}$ 的回归系数小于有非控股大股东组,且通过了组间系数差异性检验(Chi^2 Test),表明非控股大股东有助于提升公司的增长期权价值。表8中第(4)~(6)报告了非控股大股东与公司清算期权价值关系的相关回归结果。其中,第(4)列全样本的回归结果显示, NA_{t-1}/NP_t 、 $LM \times NA_{t-1}/NP_t$ 和 $LH \times NA_{t-1}/NP_t$ 的回归系数分别为0.063、3.115和4.525,且均在1%水平上显著,表明公司的盈利能力越差,权益价值更多地表现为清算期权价值。第(5)~(6)列分样本的回归结果显示,无非控股大股东组中 $LH \times NA_{t-1}/NP_t$ 的回归系数小于有非控股大股东组,亦通过了组间系数差异性检验(Chi^2 Test),表明非控

表 8

非控股大股东对公司期权价值的影响

| | (1) | (2) | (3) | | (4) | (5) | (6) |
|---------------------------------------|---|-------------------------|-------------------------|---------------------------------------|---|--------------------------|--------------------------|
| | 增长期权价值(MV _t /NA _{t-1}) | | | | 清算期权价值(MV _t /NP _t) | | |
| | 全样本 | Dum=0 | Dum=1 | | 全样本 | Dum=0 | Dum=1 |
| GM | -1.863 *** (-11.300) | -1.734 *** (-7.951) | -1.971 *** (-7.972) | LM | -18.333 *** (-3.509) | -17.656 ** (-2.476) | -18.329 ** (-2.423) |
| GH | -3.667 *** (-34.144) | -3.464 *** (-23.301) | -3.850 *** (-24.967) | LH | -43.300 *** (-20.636) | -35.187 *** (-12.337) | -45.845 *** (-14.896) |
| NP _t /NA _{t-1} | -0.073 *** (-3.032) | -0.789 *** (-12.308) | 0.028 (1.030) | NA _{t-1} /NP _t | 0.063 *** (19.034) | 0.190 *** (23.788) | 0.038 *** (10.456) |
| GM×NP _t /NA _{t-1} | 23.118 *** (11.739) | 22.535 *** (8.627) | 24.420 *** (8.289) | LM×NA _{t-1} /NP _t | 3.115 *** (7.545) | 3.063 *** (5.449) | 3.060 *** (5.106) |
| GH×NP _t /NA _{t-1} | 31.240 *** (70.859) | 29.931 *** (47.920) | 33.191 *** (53.250) | LH×NA _{t-1} /NP _t | 4.525 *** (184.660) | 4.204 *** (116.448) | 4.617 *** (130.214) |
| 截距项 | 4.850 *** (112.363) | 4.795 *** (84.109) | 4.876 *** (75.124) | 截距项 | 38.532 *** (32.967) | 36.379 *** (22.366) | 40.053 *** (24.121) |
| 样本量 | 26977 | 13706 | 13271 | 样本量 | 24369 | 12407 | 11962 |
| 调整的 R ² | 0.223 | 0.203 | 0.248 | 调整的 R ² | 0.715 | 0.731 | 0.705 |
| Chi ² | | 3.940 | | Chi ² | | 5.190 | |
| Prob > chi ² | | 0.047 | | Prob > chi ² | | 0.023 | |

注:按照组间系数差异性检验(Chi² Test)的要求,括号内 T 值未经公司层面聚类处理。

股大股东有助于提升公司的清算期权价值。

六、研究结论与政策建议

本文以 2004—2019 年我国 A 股上市公司为样本,实证检验非控股大股东对公司投资决策的影响,研究发现:当上市公司中存在非控股大股东时,公司投资支出—投资机会敏感性会显著提高,且非控股大股东的数量越多、持股比例之和越高,公司投资支出—投资机会敏感性越高。这表明非控股大股东能够显著提升公司投资支出—投资机会敏感性,促使公司投资决策更好地体现了资本逐利的经济规律。基于不同情境下的异质性检验结果表明,与控股股东未股权质押的公司相比,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的影响在控股股东股权质押的公司中更显著;与经济政策不确定性较低的时期相比,非控股大股东对公司投资支出—投资机会敏感性的影响在经济政策不确定性较高的时期更显著。本文进一步根据股东性质将非控股大股东划分为国有、外资以及其他三种类型,发现相较于国有非控股大股东与其他非控股大股东,外资非控股大股东对公司投资决策的正向影响更显著。最后,本文将投资决策构成的公司价值划分为持续经营、增长、清算三种状态的期权价值,发现非控股大股东对公司投资决策的影响最终能够提升公司的增长和清算期权价值。

结合上述结论,本文提出如下几点政策建议:第一,从公司层面来说,上市公司在股权结构设计或改革时应重视非控股大股东的治理作用。建议单一大股东控制的上市公司应尽快引入非控股大股东,发挥其有效改善公司投资决策质量、提升公司期权价值的作用。在控股股东进行股权质押以及面临较高的经济政策不确定性时,上市公司更应致力于建立和完善权力制衡和约束机制,充分发挥非控股大股东的监督治理作用,促使决策者更好地把握投资机会,提高资源配置效率。本文研究还表明,异质非控股大股东对公司投资决策的影响效应有所差异,建议上市公司有针对性地引入非控股大股东,如增加对公司投资决策治理效应更强的外资非控股大股东。第二,从监管层面来说,监管部门应营造良好的制度环境以便非控股大股东参与公司治理。政府部门应继续积极推进混合所有制改革、大力发展机构投资者队伍、坚定推进资本市场对外开放,吸引更多优质投资者成为上市公司的大股东。同时,监管部门要健全和完善投资者保护的制度机制,切实保障非控股大股东的合法权益,提高其主动参与公司治理的意愿。此外,监管部门应完善在重大事项上的累积投票制、投票关键节点等制

度,给予非控股大股东更多的“发声”机会,引导其通过“积极发声”机制发挥治理作用。第三,从投资者层面来说,非控股大股东应积极参与公司治理,对控股股东和管理层的行为进行严格审核和密切监督,并配合监管机构相关政策和公司内部治理机制,合理运用不同的治理手段来发挥作用。当能“用手投票”时,非控股大股东应主动参与公司决策制定和实施,并在此过程中积极发挥建言献策的作用,提供更多有关行业和公司未来前景的信息以及解决问题的新思路,降低决策失误的风险;当“用手投票”无效时,非控股大股东应尽可能采用“退出威胁”而非直接“用脚投票”的方式,与控股股东和管理层进行沟通和交流,就公司重要经济活动与重大经营决策达成共识。此外,非控股大股东还应主动学习和吸收新的专业知识与技能,从而准确评判控股股东和管理层制定的经营战略决策是否科学得当,避免盲目干涉,最终实现公司价值的提升。

参考文献:

- [1] Hui, Z., Fang, H. Does Non-Controlling Large Shareholder Monitoring Improve CEO Incentives? [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2022, 58(5): 1262—1275.
- [2] 祝继高,李天时, YANG Tianxia. 董事会中的不同声音:非控股大股东董事的监督动机与监督效果[J]. *经济研究*, 2021(5): 180—198.
- [3] Cheng, M., Lin, B., Lu, R., Wei, M. Non-Controlling Large Shareholders in Emerging Markets: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 63: 101259.
- [4] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. *南开管理评论*, 2019(4): 161—175.
- [5] 余怒涛,张华玉,李文文. 非控股大股东退出威胁究竟威胁了谁? ——基于企业投资效率的分析[J]. *中央财经大学学报*, 2021(2): 55—72.
- [6] 赵国宇,禹薇. 大股东股权制衡的公司治理效应——来自民营上市公司的证据[J]. *外国经济与管理*, 2018(11): 60—72.
- [7] Jiang, F., Cai, W., Wang, X., Zhu, B. Multiple Large Shareholders and Corporate Investment: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 50: 66—83.
- [8] Richardson, S. Over-Investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2—3): 159—189.
- [9] 陈信元,靳庆鲁,肖土盛,张国昌. 行业竞争、管理层投资决策与公司增长/清算期权价值[J]. *经济学(季刊)*, 2013(1): 305—332.
- [10] 靳庆鲁,侯青川,李刚,谢亚茜. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. *经济研究*, 2015(10): 76—88.
- [11] 彭牧泽,靳庆鲁. 税收征管、公司投资决策与期权价值[J]. *南开管理评论*. (2022-02-18)[2023-04-08]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220216.1055.004.html>.
- [12] 柯艳蓉,李玉敏. 控股股东股权质押、投资效率与公司期权价值[J]. *经济管理*, 2019(12): 123—139.
- [13] 齐鲁光,陈刚,于明涛. 技术型核心高管、企业投资与期权价值[J]. *科研管理*, 2021(7): 163—170.
- [14] 周中胜,罗正英,周秀园,沈阳. 内部控制、企业投资与公司期权价值[J]. *会计研究*, 2017(12): 38—44.
- [15] Modigliani, F., Miller, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment [J]. *American Economic Review*, 1958, 48(3): 261—297.
- [16] Myers, S. C., Majluf, N. S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have [J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187—221.
- [17] Jensen, M. C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. *American Economic Review*, 1986, 76(2): 323—329.
- [18] Bertrand, M., Mullainathan, S. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043—1075.
- [19] Dyck, A., Zingales, L. Private Benefits of Control: An International Comparison [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(2): 537—600.
- [20] Masulis, R. W., Wang, C., Xie, F. Agency Problems at Dual-Class Companies [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(4): 1697—1727.
- [21] Johnson, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. Tunneling [J]. *American Economic Review*, 2000, 90(2): 22—27.

- [22] 姜付秀,王运通,田园,吴恺.多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据[J].管理世界,2017(12):61—74.
- [23] 余怒涛,张华玉,刘昊.非控股大股东与企业金融化:蓄水池还是套利工具? [J].南开管理评论.(2021-09-13) [2023-04-08].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20210910.1509.015.html>.
- [24] Zhang, G. Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implications[J]. Journal of Accounting Research, 2000, 38(2): 271—295.
- [25] Barroso Casado, R., Burkert, M., Dávila, A., Oyon, D. Shareholder Protection: The Role of Multiple Large Shareholders[J]. Corporate Governance: An International Review, 2016, 24(2): 105—129.
- [26] 饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].世界经济,2017(2):27—51.
- [27] Anderson, R., Puleo, M. Insider Share-Pledging and Equity Risk[J]. Journal of Financial Services Research, 2020, 58(1): 1—25.
- [28] 李佳霖,董嘉昌,张倩肖.经济政策不确定性、融资约束与企业投资[J].统计与信息论坛,2019(10):73—83.
- [29] 杨志强,李增泉.混合所有制、环境不确定性与投资效率——基于产权专业化视角[J].上海财经大学学报, 2018(2):4—24.
- [30] Huang, Y., Luk, P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, 59:101367.

Non-Controlling Large Shareholders and Corporate Investment Decision

LIAO Jia¹ ZHAN Yun²

(1. Business School, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China;

2. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Using the sample of Chinese A-share listed companies from 2004 to 2019, this study examines the impact of non-controlling large shareholders on corporate investment decisions. The results show that non-controlling large shareholders significantly enhance the sensitivity of corporate investment expenditure to investment opportunities. The results of heterogeneity analysis show that compared with companies without controlling shareholders' equity pledges, the impact of non-controlling large shareholders on the sensitivity of corporate investment expenditure to investment opportunities is more significant in companies with controlling shareholders' equity pledges. Compared with the period of low economic policy uncertainty, the impact of non-controlling large shareholders on the sensitivity of corporate investment expenditure to investment opportunities is more significant in the period of high economic policy uncertainty. Further considering the heterogeneity of non-controlling large shareholders, we find that compared with state-owned large shareholders and other large shareholders, foreign large shareholders have a stronger positive impact on the sensitivity of corporate investment expenditure to investment opportunities. The economic consequence analysis shows that the positive impact of non-controlling large shareholders on corporate investment decisions can eventually enhance the value of growth options and liquidation options.

Key words: Non-Controlling Large Shareholders; Investment Decision; Option Value; Equity Pledges; Economic Policy Uncertainty

(责任编辑:胡浩志)