

实际控制人缺失与内部人机会主义减持

田昆儒¹ 李颜苏¹ 薛坤坤²

(1.天津财经大学会计学院, 天津 300222; 2.郑州大学商学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 当前, 实际控制人缺失的现象愈发普遍, 但关于无实际控制人引发的公司治理问题的研究较少。本文以2012—2021年沪深A股非金融上市公司为样本, 从监督和信息优势角度实证考察了无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。研究发现, 无实际控制人与内部人机会主义减持行为显著正相关; 机制检验表明, 公司实际控制人缺失会削弱对内部人行为的监督、降低信息透明度从而影响内部人机会主义减持。进一步地, 公司治理水平的提高和外部法治环境的改善, 可以缓解无实际控制人状态下内部人的机会主义减持行为, 但当无实际控制人企业存在控股股东时, 内部人机会主义减持次数更高。本文有助于强化对内部人机会主义减持行为的监督, 也为完善无实际控制人监管提供了新思路。

关键词: 实际控制人; 机会主义减持; 代理问题; 信息透明度

Abstract: Recently, the absence of actual controllers has become increasingly prevalent, but there are fewer studies on corporate governance issues arising from the absence of actual controllers. Based on the sample of A-share non-financial companies listed on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchange from 2012 to 2021, this paper empirically tests the impact of the absence of actual controllers on opportunistic stock selling of insiders in terms of supervisory and informational advantages. The study finds that the absence of actual controllers is significantly and positively associated with the opportunistic stock-selling behavior of insiders. The mechanism analysis suggests that the absence of actual controllers weakens the supervision of insider behavior and reduces information transparency, thereby affecting insider opportunistic stock selling. Further research shows that improving the internal corporate governance and the external rule of law environment can significantly alleviate the impact of the absence of actual controllers on insider opportunistic stock-selling behavior. However, the number of opportunistic insider stock selling is higher when there are controlling shareholders in the firm without actual controllers. This paper helps to strengthen the supervision of insider opportunistic stock-selling behavior and provides insights on improving the regulation of the absence of actual controllers.

Key words: actual controllers, opportunistic stock selling, agency problem, information transparency

作者简介: 田昆儒, 管理学博士, 天津财经大学会计学院教授、博士生导师, 研究方向: 产权会计与公司治理。李颜苏(通讯作者), 女, 天津财经大学会计学院博士生, 研究方向: 公司治理与财务行为。薛坤坤, 管理学博士, 郑州大学商学院副教授, 研究方向: 公司治理。

中图分类号: F275.5 **文献标识码:** A

一、引言

企业是经济发展的重要力量, 更是经济高质量发展的微观基础(许志勇等, 2022)。实际控制人作为提高上市公司监管效率的重要抓手, 对促进公司高质量发展具有重要作用。为进一步督促实际控制人切实履行忠实勤勉义务, 《中华人民共和国公司法》《中华人民共和国证

券法》等法律法规明确了实际控制人的权利义务及行为规范, 包括实际控制人不得利用关联关系损害公司利益等。随着我国资本市场的日益成熟、多层次资本市场建设的推进, 越来越多的上市公司宣告为无实际控制人。在西方发达资本市场中无实际控制人较为常见, 且上市公司普遍呈现极度分散的股权结构。本文认为, 无实际控制人上市公司数量增加在一定程度上是我国资本市场

从“新兴+转轨”阶段向成熟市场过渡过程中自然形成的现象，其表现出不同形态，包括股权分散型、股东制衡型、控股股东上层无实际控制人型等(丛怀挺和刘宏光，2021)。从现有研究看，我国学者主要从股权分散型无实际控制人展开研究，普遍认为无实际控制人增加了企业的治理风险(刘佳伟和周中胜，2021；Du and Ma，2022)。石青梅等(2022)结合我国无实际控制人且无控股股东的“双无控制”现象，认为“双无控制”加剧了企业内部控制重大缺陷。由于企业实际控制人缺失，各项法律法规中关于实际控制人的重要制度无法落实，极易导致无实际控制人游离于监管之外，引发无实际控制人治理风险。

与此同时，近年来上市公司股东、高管大规模减持事件频发，尤其在限售股解禁后，内部人轮番高位减持等现象引发市场热议。已有研究表明，内部人在减持过程中存在机会主义动机，内部人的信息压制行为会引发股价崩盘风险，对我国证券市场造成不利影响(孙淑伟等，2017)。尽管2017年证监会发布了《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》，在一定程度上缓解了内部人机会主义行为，但仍然存在机会主义减持的乱象。例如，恒瑞医药在2018、2019两年期间竟发生了五次大规模内部人机会主义减持(田正梅，2021)。为进一步约束违规减持行为，证监会于2023年8月27日发布了关于“进一步规范股份减持行为”的要求，明确了披露为无控股股东、实际控制人的上市公司存在破发、破净情形，或者最近三年未进行现金分红、累计现金分红金额低于最近三年年均净利润30%的，第一大股东及其实际控制人不得通过二级市场减持本公司股份的减持要求。从现有关于内部人减持的研究看，主要集中在股东监督、制衡等方面。Jensen and Meckling(1976)认为股权集中度越高，对内部人机会主义行为的约束力越强。股权结构表现为多个大股东形式的企业能够缩小内部人减持套利的空间，降低内部人机会主义减持行为(罗宏和黄婉，2020)。然而，鲜有文献从实际控制人缺失的视角探讨无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。

鉴于此，本文以2012—2021年沪深A股非金融上市公司实际控制人为研究对象，以内部人机会主义动机为切

入点，重点考察了无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。研究发现，无实际控制人与内部人机会主义减持行为显著正相关，且该结论在更换样本期间、调整样本范围、替换关键变量衡量指标及内生性问题等一系列检验后依旧稳健。机制检验表明，无实际控制人削弱了对内部人行为的监督效力，提高了信息不对称程度，影响了内部人机会主义减持行为。进一步研究发现，公司治理水平的提高、法治环境的改善能够削弱无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。区分无实际控制人类型后发现，无实际控制人存在控股股东时，内部人机会主义减持次数更多。

本文的研究贡献主要集中在以下三方面：(1)基于内部人机会主义减持视角，拓展了实际控制人缺失方面的研究。现有关于无实际控制人企业的研究主要从企业成长性、创新、审计风险、投资者保护、高管薪酬等方面展开，本文深入剖析了无实际控制人状态下内部人“盘踞效应”所引发的公司内部治理、委托代理问题，丰富了无实际控制人经济后果的相关文献。(2)以企业无实控人为切入点，关注内部人机会主义减持行为。目前关于内部人机会主义减持的文献，大多从大股东监督、制衡角度进行探讨。本文结合我国部分上市公司无实际控制人这一现象，从监督效应、信息优势的角度考察无实际控制人状态下内部人机会主义行为的变化，进一步丰富了内部人机会主义减持的相关文献。(3)结论具有一定的现实意义。一方面，本文揭示了企业在无实际控制人状态下内部人存在的机会主义行为，对有效约束我国内部人减持乱象具有重要启示意义；另一方面，本文有助于外部投资者从内部人行为视角更深入地了解无实际控制人企业存在的治理风险，为进一步完善无实际控制人企业的监管提供了新的思路。

二、制度背景

我国资本市场建立初期，经济发展正处于计划经济向市场经济转型阶段，在当时特定的经济环境背景下，证券市场中流通股和非流通股并存，造成上市公司普遍存在“一股独大”现象。高度集中的股权结构偏离了资本市场中主流的公司治理模式，大股东行为难以得到有效约束，时常出现大股东滥用控制权侵害中小股东利益

的现象。为弥补和完善历史制度不足，适应资本市场发展的新形势，我国启动股权分置改革，上市公司的股份分配模式逐渐形成由股权集中化向股权分散化转变的趋势，后续逐渐出现了上市公司无实际控制人现象。

2005年我国首次将“实际控制人”概念纳入《公司法》，并明确了实际控制人是通过投资关系、协议或者其他安排，能够实际支配公司行为的人，无实际控制人则意味着上市公司不存在明确的实际控制主体。对于无实际控制人的认定，《公司法》并没有给出明确的概念界定，一般根据《上市公司收购管理办法》中不满足上市公司对实际控制人的认定来判断是否为无实际控制人，若同时满足以下条件：股权结构分散，不存在持股50%以上的控股股东；不存在实际支配公司股份表决权超过30%的情况；单个股东无法控制股东大会；单个董事无法控制董事会；股东间无一致行动协议；单个董事、高级管理人员无法支配公司重大财务和经营决策(王晔等，2021)，同时基于公司的实际情况判断，可以认定企业“不存在拥有公司控制权的人或者公司控制权的归属难以判断”或“无实际控制人”。实践中大多数企业由于股权结构的变化导致企业从“有主”变“无主”，还有部分企业在IPO时直接被认定为无实际控制人。据统计，解除一致行动人关系、原实际控制人直接或间接减持、定增稀释股权、换届选举导致管理层变更以及IPO前股权分散是导致“无主”现象产生的主要原因。

为更直观地呈现无实际控制人上市公司数量的变化，本文统计了从2012年起无实际控制人上市公司数量。如表1所示，2012—2021年无实际控制人上市公司数

表1 无实际控制人上市公司数量

年度	主板	创业板、科创板、北交所	合计
2012	47	12	59
2013	53	16	69
2014	68	21	89
2015	78	25	103
2016	81	26	107
2017	97	26	123
2018	103	30	133
2019	122	50	172
2020	138	66	204
2021	136	81	217

数据来源：国泰安 (CSMAR) 数据库。

量呈上升趋势，从2012年的59家增加至2021年的217家。主板中无实际控制人数量从2012年的47家增加至2021年的136家，总体呈现稳定增长趋势。创业板、科创板及北交所上市公司中无实际控制人数量从2012年的12家增加至2021年的81家。其中，2012—2018年整体保持稳定增长的趋势，2019年注册制的实施促使更多企业选择分拆上市，叠加了企业自身股权结构的分散，导致无实际控制人企业数量大幅上升。

三、理论分析与研究假设

从理论上讲，内部人减持主要受股东监督和信息优势两方面的影响(罗宏和黄婉，2020；李琳等，2017)。一方面，对内部人行为的监督意识、监督效力，直接影响内部人利益实现的可能性；另一方面，内部人在企业经营管理中参与程度较深，信息优势加剧了内部人选择性减持的动机。因此，本文从监督效应及信息优势两方面探讨无实际控制人与内部人机会主义减持之间的关系。

(一)无实际控制人、监督作用与内部人机会主义减持

相比存在实际控制人的企业，无实际控制人企业由于缺乏对内部人行为的有效监督与制约，内部人代理问题往往更加严重(刘佳伟和周中胜，2021)。本文认为无实际控制人状态下，实际控制人的监督缺位弱化了对企业内部人行为的监督，加剧内部人机会主义减持。一方面，无实际控制人一般表现为数量相当多且持股比例较为接近的众多股东持股(干胜道等，2020)，股权结构相对分散，形成了多个中小股东共同治理的模式。虽然股东共同治理模式形成了有效的股权制衡结构，但也降低了中小股东监督内部人的意愿和能力(吴建祥和李秉祥，2019)，无法对企业形成有效的控制和制约。无实际控制人状态常常导致企业“群龙无首”下股东们“搭便车”心态。受到多个股东责任分散效应的影响，股东之间相互推诿责任，导致股东对内部人的监督力量相对薄弱，提高了企业内部人与股东之间的代理问题，内部人机会主义减持行为增加。另一方面，基于监督效力的视角，无实际控制人状态下内部人代替实际控制人对企业保持着高度控制，公司权力逐渐从“股东大会中心主义”向“董事会中心主义”让渡。随着股东大会权力的削弱以及内部人权力的增强，内部人既享有“权力独立”又享

有“最终决定权”，导致股东对内部人行为的监督机制失效。内部人在无实际控制人企业的长期盘踞，削弱了股东对内部人的监督力量和监督效力，也会使内部人与所有者追求的财务目标偏离(干胜道等，2020)，产生更为频繁的机会主义减持行为。

(二)无实际控制人、信息优势与内部人机会主义减持

内部人往往能提前掌握公司兼并重组、发展前景等重大信息(邓康桥，2013)，并且运用信息优势进行择时交易获取超额报酬(李琳等，2017)。企业处于无实际控制人状态，增加了企业潜在并购风险，尤其是以险资举牌为典型特征的敌意并购及外部接管威胁，提升了管理层对短期业绩波动的敏感性和机会主义行为的利益实现。当企业陷入控制权争夺时，内部人作为拥有足够信息优势的理性经济人，能够利用其对企业业绩前景判断、影响企业股价波动重大事件判断的信息优势进行选择性交易(Piotroski and Roulstone, 2005)，内部人机会主义减持行为增加。同时，企业在经历控制权争夺后，新的第一大股东习惯于我国上市公司“一股独大”的治理模式，出现“血洗”董事会的现象(郑志刚，2017)，降低了内部人职业安全感。内部人预期到可能面临的接管威胁时，作为掌握企业信息优势的群体，内部人会通过减持的方式维护自身利益。因此，无实际控制人极易引发股权争夺，提高了内部人感知环境的不确定性，内部人利用信息优势进行机会主义减持的行为增多。

综上所述，无实际控制人状态下，对内部人行为的监督缺位以及内部人信息优势是影响其机会主义减持动机的主要因素。具体而言，内部人的自由裁量权在无实际控制人企业膨胀，弱化了股东对内部人行为的监督效力，内部人机会主义减持行为更频繁；同时，无实际控制人状态下，股权争夺更易诱发内部人利用信息优势进行机会主义减持。基于以上分析，本文提出研究假设：

H1：无实际控制人公司的内部人机会主义减持更加频繁。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2012—2021年沪深A股非金融上市公司为初始样本，并删除了ST和*ST及数据缺失的公司样本。

上市公司是否属于无实际控制人主要通过翻阅上市公司公布的年度报告获得；内部人机会主义减持数据来源于国泰安(CSMAR)数据库，以上市公司董事、监事和高级管理人员为内部人研究对象；为了排除内部人常规减持及内部人未投机获利的影响，剔除了内部人通过大宗交易和协议转让股票数据以及股权激励实施数据。其他主要财务数据均来自于国泰安(CSMAR)数据库及万得(Wind)数据库。为消除极端值的影响，本文对所有连续变量在1%的水平上进行缩尾处理，最终获得19196个公司-年度观测值，根据后续的研究内容，观测值将会在各部分有所差异。

(二)变量定义

1.被解释变量

本文的被解释变量为内部人机会主义减持。对于内部人机会主义减持，通常以内部人减持后的超常回报作为衡量标准(陆超等，2023)。本文借鉴罗宏和黄婉(2020)、吴育辉和吴世农(2010a)的研究方法，采用事件研究法，以减持公告日为基准日，事件窗口为交易日及之后30个工作日，即 $[0,+30]$ ，估计期由基准日之前的150个工作日至减持前31个工作日组成，即 $[-150,-31]$ ，采用标准的市场模型计算异常回报。若内部人每一笔减持交易能够预测未来一个月股票回报为负的，确认为机会主义减持。将上市公司内部人的每一笔机会主义减持交易在公司-年度层面进行汇总，计算合计的内部人减持金额(*Sell*)以及合计的减持次数(*Stimes*)，并分别对其作对数处理。

2.解释变量

本文的核心解释变量为无实际控制人(*Non*)，根据上市公司年报披露是否存在实际控制人进行界定。年报中明确指出实际控制人的赋值为0，表示企业存在明确的实际控制人；反之则为无实际控制人赋值为1，表示企业当年处于实际控制人缺失状态。

3.控制变量

本文参考以往关于内部人机会主义减持的相关研究(罗宏和黄婉，2020；吴育辉和吴世农，2010a)，并结合上市公司股权特征，构建了一系列控制变量。企业特征层面包括公司规模(*Size*)、公司财务杠杆(*Lev*)、公司盈利能力(*Roa*)、内部人持股变动(*Mhold*)、是否发放现金股利(*Cadiv*)、股票收益波动性(*Sdret*)、上市公司年龄(*Age*)，

公司治理层面包括董事会规模(*Board*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、分析师跟踪(*Analyst*)。其他影响内部人机会主义减持的变量包括盈余管理(*Da*)、送股比例(*Gr*)、转股比例(*Cr*)。此外,考虑到外部环境和行业因素可能对内部人机会主义减持带来的影响,模型还纳入了年度(*Year*)和行业(*Indus*)虚拟变量。

主要变量定义如表2所示。

(三)研究模型

本文主要研究无实际控制人与内部人机会主义减持之间的关系,构建如下模型:

$$Sell_{it}/Stimes_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Non_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Lev_{it} + \alpha_4 Roa_{it} + \alpha_5 Mhold_{it} + \alpha_6 Cadiv_{it} + \alpha_7 Sdret_{it} + \alpha_8 Age_{it} + \alpha_9 Board_{it} + \alpha_{10} Top1_{it} + \alpha_{11} Analyst_{it} + \alpha_{12} Gr_{it} + \alpha_{13} Cr_{it} + \sum Year + \sum Indus + \epsilon_{it} \quad (1)$$

本文重点关注系数 α_1 的符号以及显著水平,若 α_1 显著为正,表明无实际控制人状态下内部人机会主义减持行为增加;若 α_1 显著为负,表明无实际控制人状态下内部人机会主义减持行为减少。

(四)描述性统计

表3为主要变量的描述性统计结果与单变量分析结果。由表3中A栏可知,样本公司内部人机会主义减

持金额(*Sell*)的均值为3.498,最小值和最大值分别为0和18.702,标准差为6.325;内部人机会主义减持次数(*Stimes*)的样本均值为0.332,最小值和最大值分别为0和2.833,表明样本公司中普遍存在内部人机会主义减持的现象,且公司之间内部人机会主义减持行为存在较大差异,与已有文献结果相似。*Non*反映了上市公司实际控制人缺失情况,其样本均值为0.050,表明无实际控制人样本占全部样本的5%,无实际控制人企业数量偏低。其余变量的描述性统计结果均处于正常范围内。

为进一步验证无实际控制人与内部人机会主义减持之间的关系,本文进行了组间均值差异检验,结果如表3中B栏所示,存在实际控制人组的内部人机会主义减持金额(*Sell*)的均值比无实际控制人组低1.647;存在实际控制人组的内部人机会主义减持次数(*Stimes*)的均值比无实际控制人组低0.150,*t*检验结果显示两组均值均在1%水平上存在显著差异。此外,本文还统计了各主要变量之间的相关性,其中,无实际控制人(*Non*)与内部人机会主义减持金额(*Sell*)的Spearman相关系数为0.056,Pearson相关系

表3 主要变量的描述性统计与单变量分析

A栏: 描述性统计								
变量	样本量	均值	标准差	p25	中位数	p75	最小值	最大值
<i>Sell</i>	19196	3.498	6.325	0.000	0.000	0.000	0.000	18.702
<i>Stimes</i>	19196	0.332	0.674	0.000	0.000	0.000	0.000	2.833
<i>Non</i>	19196	0.050	0.218	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	19196	22.505	1.272	21.620	22.328	23.235	20.066	26.388
<i>Lev</i>	19196	0.451	0.199	0.297	0.448	0.601	0.069	0.894
<i>Roa</i>	19196	0.032	0.067	0.011	0.032	0.062	-0.278	0.208
<i>Mhold</i>	19196	-0.010	0.037	-0.002	0.000	0.000	-0.239	0.078
<i>Cadiv</i>	19196	0.714	0.452	0.000	1.000	1.000	0.000	1.000
<i>Sdret</i>	19196	0.063	0.025	0.045	0.057	0.074	0.024	0.147
<i>Age</i>	19196	2.976	0.283	2.773	2.996	3.178	2.079	3.526
<i>Board</i>	19196	2.131	0.201	1.946	2.197	2.197	1.609	2.708
<i>Top1</i>	19196	0.328	0.146	0.215	0.303	0.422	0.081	0.734
<i>Analyst</i>	19196	1.369	1.200	0.000	1.386	2.398	0.000	3.807
<i>Da</i>	19196	0.166	0.113	0.086	0.137	0.217	0.021	0.581
<i>Gr</i>	19196	0.003	0.023	0.000	0.000	0.000	0.000	0.200
<i>Cr</i>	19196	0.048	0.180	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

B栏: 单变量分析			
变量	存在实际控制人组		t值
	均值	无实际控制人组	
<i>Sell</i>	3.415	5.062	-7.886***
<i>Stimes</i>	0.325	0.475	-6.749***

注: ***表示在1%水平下显著。

表2 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
内部人机会主义减持金额	<i>Sell</i>	上市公司内部人在会计年度内机会主义动机卖出股票金额合计数的自然对数
内部人机会主义减持次数	<i>Stimes</i>	上市公司内部人在会计年度内机会主义动机卖出股票合计次数的自然对数
无实际控制人	<i>Non</i>	上市公司无实际控制人取值为1,否则为0
公司规模	<i>Size</i>	年总资产的自然对数
财务杠杆	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/总资产平均余额
内部人持股变动	<i>Mhold</i>	内部人期末持股变动
现金股利	<i>Cadiv</i>	发放现金股利为1,否则为0
股票收益波动性	<i>Sdret</i>	公司个股周收益率波动的标准差
公司年龄	<i>Age</i>	ln(当年年份-公司成立年份+1)
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
分析师跟踪	<i>Analyst</i>	当年发布公司盈利预测的分析师人数的自然对数
盈余管理	<i>Da</i>	过去三年修正Jones模型计算出的可操控性应计利润绝对值之和
送股比例	<i>Gr</i>	送股占总股数的比例
转股比例	<i>Cr</i>	转股占总股数的比例
年度	<i>Year</i>	年度哑变量,样本期间为2012—2021年
行业	<i>Indus</i>	行业哑变量,参照证监会2012年行业分类

数为0.057,且均在1%水平上显著;无实际控制人(*Non*)与内部人机会主义减持次数(*Stimes*)之间的Spearman相关系数为0.054, Pearson相关系数为0.049,且均在1%水平上显著,初步验证了本文假设H1。

五、实证结果与分析

(一)无实际控制人与内部人机会主义减持

表4为无实际控制人与内部人机会主义减持之间的回归结果。列(1)(2)显示了在不考虑控制变量的情况下无实际控制人与内部人机会主义减持金额(*Sell*)、减持次数(*Stimes*)之间的关系,无实际控制人(*Non*)的回归系数分别为1.161、0.102,且均在1%水平上显著。进一步考虑了时间和行业影响因素后的回归结果如列(3)(4)所示,无实际控制人(*Non*)的回归系数分别为1.020、0.086,且均在

表4 无实际控制人与内部人机会主义减持

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non</i>	1.161*** (5.156)	0.102*** (4.148)	1.020*** (4.613)	0.086*** (3.553)
<i>Size</i>	-0.476*** (-10.522)	-0.052*** (-10.750)	-0.560*** (-11.342)	-0.061*** (-11.398)
<i>Lev</i>	-1.384*** (-5.167)	-0.135*** (-4.716)	-0.754*** (-2.635)	-0.071** (-2.301)
<i>Roa</i>	1.017 (1.148)	0.113 (1.148)	1.779** (2.026)	0.185* (1.907)
<i>Mhold</i>	-24.443*** (-15.405)	-2.633*** (-14.733)	-21.568*** (-13.769)	-2.310*** (-13.149)
<i>Cadiv</i>	0.504*** (4.685)	0.044*** (3.836)	0.464*** (4.344)	0.042*** (3.720)
<i>Sdret</i>	30.904*** (16.197)	2.958*** (14.702)	31.001*** (12.427)	3.218*** (12.039)
<i>Age</i>	-2.596*** (-15.418)	-0.244*** (-13.231)	-3.044*** (-16.678)	-0.299*** (-15.003)
<i>Board</i>	-0.602*** (-2.790)	-0.027 (-1.169)	0.016 (0.074)	0.038 (1.641)
<i>Top1</i>	-4.502*** (-14.982)	-0.435*** (-13.565)	-3.704*** (-12.256)	-0.354*** (-10.995)
<i>Analyst</i>	0.797*** (17.422)	0.080*** (16.439)	0.827*** (17.420)	0.086*** (16.816)
<i>Da</i>	1.007*** (2.633)	0.108*** (2.627)	0.938** (2.366)	0.097** (2.291)
<i>Gr</i>	0.581 (0.294)	-0.011 (-0.055)	1.057 (0.542)	0.034 (0.164)
<i>Cr</i>	0.965*** (3.291)	0.117*** (3.603)	0.906*** (3.123)	0.118*** (3.686)
截距项	21.399*** (20.593)	2.112*** (18.752)	19.954*** (17.000)	2.006*** (15.667)
年度	未控制	未控制	控制	控制
行业	未控制	未控制	控制	控制
样本量	19196	19196	19196	19196
调整R ²	0.133	0.118	0.157	0.143

注:括号内数字是t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。下表同。

1%水平上显著。表4的回归结果表明,相对于存在实际控制人而言,无实际控制人企业中内部人机会主义减持金额更大,机会主义减持次数更加频繁,验证了本文提出的假设H1。

(二)稳健性检验

1.更换样本期间

考虑到我国于2007年开始实行的新会计准则对上市公司年度报告中的财务数据具有较大影响,实施准则前后的财务数据对比度较低,因此,本文将样本期调整为2007—2021年,并重新进行回归。表5列(1)(2)为重新回归后的结果,无实际控制人(*Non*)的回归系数分别为1.147与0.098,均在1%水平上显著,与前文结论一致。

2.调整样本范围

创业板一般为创业型企业、中小企业和高科技企业

表5 稳健性检验:更换样本期间、调整样本范围、更换解释变量衡量方式

变量	更换样本期间		调整样本范围		更换解释变量衡量方式	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non</i>	1.147*** (5.593)	0.098*** (4.336)	1.008*** (4.236)	0.103*** (3.940)	0.739** (2.236)	0.076** (2.043)
<i>Size</i>	-0.496*** (-11.502)	-0.055*** (-11.808)	-0.444*** (-8.925)	-0.044*** (-8.516)	-0.557*** (-11.264)	-0.061*** (-11.358)
<i>Lev</i>	-0.757*** (-3.072)	-0.072*** (-2.707)	-0.548* (-1.883)	-0.064** (-2.096)	-0.755*** (-2.637)	-0.071** (-2.292)
<i>Roa</i>	2.007** (2.548)	0.223** (2.569)	3.054*** (3.143)	0.306*** (2.992)	1.771** (2.017)	0.185* (1.904)
<i>Mhold</i>	-25.449*** (-15.475)	-2.749*** (-14.742)	-28.233*** (-12.884)	-2.858*** (-11.915)	-21.539*** (-13.752)	-2.308*** (-13.149)
<i>Cadiv</i>	0.455*** (5.070)	0.042*** (4.359)	0.368*** (3.424)	0.034*** (3.013)	0.465*** (4.355)	0.043*** (3.729)
<i>Sdret</i>	29.615*** (13.099)	3.039*** (12.481)	23.356*** (9.056)	2.457*** (9.187)	30.982*** (12.414)	3.217*** (12.032)
<i>Age</i>	-2.709*** (-16.896)	-0.273*** (-15.519)	-2.799*** (-14.279)	-0.270*** (-13.080)	-3.014*** (-16.500)	-0.296*** (-14.867)
<i>Board</i>	-0.075 (-0.396)	0.023 (1.143)	0.174 (0.795)	0.052** (2.315)	0.023 (0.104)	0.039* (1.673)
<i>Top1</i>	-3.756*** (-14.410)	-0.368*** (-13.240)	-3.566*** (-11.680)	-0.346*** (-10.996)	-3.858*** (-12.727)	-0.364*** (-11.298)
<i>Analyst</i>	0.741*** (17.602)	0.077*** (17.013)	0.752*** (15.384)	0.076*** (15.029)	0.829*** (17.443)	0.086*** (16.826)
<i>Da</i>	0.851** (2.563)	0.079** (2.224)	0.621 (1.529)	0.076* (1.811)	0.935** (2.361)	0.097** (2.282)
<i>Gr</i>	1.182 (1.176)	0.113 (1.012)	1.979 (1.018)	0.120 (0.600)	0.855 (0.437)	0.013 (0.063)
<i>Cr</i>	0.761*** (3.106)	0.098*** (3.607)	0.796** (2.478)	0.106*** (3.041)	0.911*** (3.131)	0.119*** (3.702)
截距项	14.789*** (14.328)	1.536*** (13.649)	16.965*** (14.086)	1.598*** (12.609)	19.856*** (16.907)	1.998*** (15.601)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	23702	23702	16089	16089	19196	19196
调整R ²	0.160	0.146	0.137	0.125	0.156	0.143

业，在上市门槛、监管制度、信息披露、交易者条件、投资风险等方面和主板市场有较大区别。同时，相较于主板的上市公司而言，创业板公司规模小、投资风险大、股价易操纵，诱发内部人机会主义减持行为的可能性更大。因此，本文剔除创业板样本公司，只保留主板数据重新回归，结果如表5列(3)(4)所示。对于内部人机会主义减持金额(*Sell*)，无实际控制人(*Non*)的回归系数为1.008；对于内部人机会主义减持次数(*Stimes*)，无实际控制人(*Non*)的回归系数为0.103，均在1%水平上显著，研究结论不变。

3. 更换无实际控制人衡量方式

考虑到无实际控制人概念被引入我国的时间尚短，对无实际控制人概念的确认及无实际控制人状态的认定并未形成统一结论。因此，本文根据上市公司股权控制链重新界定样本公司是否属于无实际控制人状态，并重新进行回归，结果如表5列(5)(6)所示。无实际控制人(*Non*)的回归系数分别为0.739与0.076，均在5%水平上显著，与前文结论一致。

4. 内生性处理

上市公司股权结构与内部人机会主义减持之间的关系可能会受到样本选择偏差、互为因果的影响，并影响回归结果。因此，本文采用倾向得分匹配法(PSM)和工具变量法(IV-2SLS)来缓解可能存在的内生性问题。

首先，为缓解样本选择偏差带来的影响，本文根据上市公司是否存在实际控制人将样本公司分为存在实际控制人组和无实际控制人组，样本公司无实际控制人的为处理组，取值为1，否则为控制组，取值为0。由于股权结构与内部人减持之间的关系最有可能受到公司治理变量以及企业特征的影响，因此，本文借鉴Du and Ma(2022)的研究，选取财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、内部人持股变动(*Mhold*)、股票收益波动性(*Sdret*)、公司年龄(*Age*)、分析师跟踪(*Analyst*)、盈余管理(*Da*)、独立董事比例(*Indep*)、高管持股(*Mshare*)、审计质量(*Big4*)、营收规模(*Growth*)、现金流比率(*Cashflow*)、机构投资者持股比例(*Inst*)、两职合一(*Dual*)作为配对变量，分别采用1:1、1:4有放回近邻匹配法及核匹配法为处理组匹配，并采用配对后的样本重新进行多元回归。表6报告了基于PSM法1:1、1:4及核匹配的回归结果，无实际控制人

(*Non*)的回归系数均在1%水平上显著为正，与前文研究结论一致。

其次，为缓解可能存在互为因果的内生性问题，本文采用两阶段工具变量法检验两者之间的关系。根据上市公司所在城市-年度以股权变更形式并购的次数(*lv-city*)作为无实际控制人的工具变量进行内生性检验。该工具变量与企业实际控制人股权变更有关，直接影响了企业是否成为无实际控制人，满足相关性；该工具变量与内部人机会主义减持无关，只能通过无实际控制人影响内部人交易。内部人机会主义减持主要受到企业实际控制人的影响，与企业所在城市-年度股权变更形式并购的次数无关，满足外生性。表7列(1)为第一阶段的回归结果，表明工具变量(*lv-city*)与无实际控制人(*Non*)显著正相关。列(2)(3)是第二阶段回归结果，在控制了可能的内生性问题后，无实际控制人(*Non*)的回归系数依旧显著为正，再一

表6 稳健性检验：内生性处理(倾向得分匹配法)

变量	倾向得分匹配法：1:1		倾向得分匹配法：1:4		倾向得分匹配法：核匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non</i>	1.532*** (4.900)	0.131*** (3.763)	1.348*** (5.458)	0.128*** (4.717)	1.019*** (4.607)	0.086*** (3.557)
<i>Size</i>	-0.431*** (-2.621)	-0.051*** (-2.918)	-0.559*** (-5.388)	-0.064*** (-5.816)	-0.562*** (-11.349)	-0.061*** (-11.415)
<i>Lev</i>	0.274 (0.288)	0.038 (0.370)	-0.272 (-0.459)	-0.009 (-0.136)	-0.754*** (-2.631)	-0.071** (-2.285)
<i>Roa</i>	0.986 (0.391)	0.003 (0.011)	0.759 (0.458)	-0.041 (-0.217)	1.743** (1.982)	0.176* (1.807)
<i>Mhold</i>	-15.746*** (-3.368)	-1.295** (-2.472)	-22.956*** (-7.220)	-2.316*** (-6.507)	-21.368*** (-13.576)	-2.284*** (-14.944)
<i>Cadiv</i>	1.092*** (2.978)	0.077* (1.823)	0.829*** (3.659)	0.075*** (3.059)	0.478*** (4.480)	0.045*** (3.913)
<i>Sdret</i>	32.484*** (3.985)	3.347*** (3.848)	30.575*** (5.906)	3.014*** (5.563)	31.078*** (12.436)	3.230*** (12.074)
<i>Age</i>	-3.652*** (-5.874)	-0.341*** (-5.054)	-2.916*** (-7.144)	-0.272*** (-6.254)	-3.032*** (-16.404)	-0.295*** (-14.699)
<i>Board</i>	-0.063 (-0.090)	0.059 (0.743)	-0.182 (-0.396)	0.042 (0.858)	0.019 (0.085)	0.039* (1.662)
<i>Top1</i>	-3.456*** (-3.186)	-0.276** (-2.330)	-3.992*** (-6.013)	-0.328*** (-4.633)	-3.718*** (-12.262)	-0.355*** (-11.004)
<i>Analyst</i>	0.765*** (4.918)	0.083*** (4.939)	0.858*** (8.410)	0.088*** (7.916)	0.824*** (17.279)	0.085*** (16.708)
<i>Da</i>	-0.291 (-0.226)	-0.036 (-0.255)	-0.024 (-0.029)	0.012 (0.130)	0.926** (2.330)	0.096** (2.248)
<i>Gr</i>	-8.219 (-1.540)	-0.882* (-1.817)	-1.155 (-0.286)	-0.167 (-0.419)	0.815 (0.420)	-0.007 (-0.036)
<i>Cr</i>	1.178 (1.032)	0.219 (1.607)	0.149 (0.230)	0.055 (0.749)	0.901*** (3.093)	0.116*** (3.620)
截距项	17.427*** (4.459)	1.758*** (4.006)	19.683*** (7.899)	1.961*** (7.249)	19.935*** (16.930)	1.998*** (15.571)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1845	1845	4261	4261	19101	19101
调整R ²	0.176	0.135	0.157	0.136	0.157	0.143

表7 稳健性检验：内生性处理(工具变量法)

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Non</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non</i>		26.795*** (4.963)	2.650*** (4.731)
<i>Size</i>	0.008*** (4.389)	-0.779*** (-9.290)	-0.083*** (-9.519)
<i>Lev</i>	-0.017 (-1.557)	-0.230 (-0.556)	-0.019 (-0.444)
<i>Roa</i>	-0.026 (-0.867)	2.542** (2.267)	0.261** (2.246)
<i>Mhold</i>	0.083* (1.937)	-23.561*** (-14.158)	-2.5086*** (-14.5251)
<i>Cadiv</i>	0.001 (0.134)	0.430*** (2.791)	0.039** (2.444)
<i>Sdret</i>	-0.061 (-0.711)	31.970*** (9.847)	3.315*** (9.840)
<i>Age</i>	0.029*** (4.621)	-3.760*** (-13.484)	-0.370*** (-12.785)
<i>Board</i>	0.000 (0.027)	0.082 (0.270)	0.045 (1.421)
<i>Top1</i>	-0.302*** (-26.583)	4.041** (2.409)	0.417** (2.394)
<i>Analyst</i>	0.003* (1.924)	0.730*** (10.931)	0.076*** (10.967)
<i>Da</i>	0.008 (0.519)	0.739 (1.349)	0.077 (1.36)
<i>Gr</i>	0.051 (0.754)	-0.090 (-0.035)	-0.080 (-0.307)
<i>Cr</i>	-0.010 (-1.160)	1.182*** (3.478)	0.1460*** (4.136)
<i>lv-city</i>	0.008*** (6.948)		
截距项	-0.135*** (-3.053)	23.524*** (12.892)	2.361*** (12.470)
年度	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
样本量	19196	19196	19196
调整R ²	0.094	0.160	0.146

次验证了本文的研究结果。该工具变量两阶段最小二乘法中Kleibergen-Paap rk LM统计量值在1%水平上显著，拒绝工具变量识别不足的假设；Cragg-Donald Wald F值大于Stock-Yogo弱工具变量识别F检验在10%的临界水平，因此不存在弱工具变量的问题。

(三)机制检验

基于研究假设的理论分析认为，上市公司处于无实际控制人状态削弱了对内部人行为的监督并加重企业信息不对称程度，影响内部人机会主义减持行为。因此，本文主要通过实证检验监督效应与信息优势在无实际控制人与内部人机会主义减持之间发挥的传导机制，主要借鉴陈作华等(2022)的研究方法检验无实际控制人对监督效应与信息优势的影响。

1.监督效应路径

无实际控制人状态放松了对内部人行为的监督，加剧了内部人与股东之间的代理冲突，内部人可能牺牲股东利益来换取自身利益(吴育辉和吴世农，2010b)。本文借鉴李晓艳等(2023)的研究，从代理成本角度检验无实际控制人对内部人机会主义减持的中介效应，并参照李小荣和张瑞君(2014)的做法，采用总资产周转率(营业收入/资产总额)来衡量股东与管理层之间的代理成本(*Ac*)，该值越大代表股东与管理层之间的代理问题越严重，即代理成本越高。表8列(1)汇报了基于监督效应的机制检验结果，无实际控制人(*Non*)的回归系数为0.055，且在1%水平上显著，表明无实际控制人状态削弱了对内部人行为的监督，内部人机会主义减持金额更大、机会主义减持次数更多。

表8 机制检验：监督作用、信息优势路径

变量	(1)	(2)
	<i>Ac</i>	<i>Asy</i>
<i>Non</i>	0.055*** (4.582)	-0.006* (-1.760)
<i>Size</i>	-0.027*** (-7.828)	0.014*** (13.840)
<i>Lev</i>	0.533*** (27.089)	-0.009* (-1.791)
<i>Roa</i>	0.903*** (15.481)	0.378*** (26.980)
<i>Mhold</i>	0.194*** (3.056)	0.123*** (5.942)
<i>Cadiv</i>	0.023*** (3.159)	0.034*** (16.316)
<i>Sdret</i>	-0.609*** (-4.041)	-0.302*** (-6.364)
<i>Age</i>	0.027** (2.507)	0.023*** (7.279)
<i>Board</i>	-0.007 (-0.468)	0.013*** (3.139)
<i>Top1</i>	0.256*** (12.724)	0.034*** (5.613)
<i>Analyst</i>	0.026*** (8.979)	0.086*** (98.497)
<i>Da</i>	0.101*** (3.656)	-0.222*** (-31.400)
<i>Gr</i>	0.112 (1.026)	0.025 (0.745)
<i>Cr</i>	-0.049*** (-3.723)	-0.003 (-0.732)
截距项	0.759*** (9.283)	-0.178*** (-7.688)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
样本量	19196	16382
调整R ²	0.259	0.649

2.信息优势路径

无实际控制人状态下易引发控制权争夺,同时,股权纷争会进一步强化内部人的信息优势,加剧了其机会主义减持行为。本文借鉴辛清泉等(2014)的研究,通过盈余质量、信息披露考评指数、分析师盈余预测和审计师角度,构建信息透明度(*Asy*)指标对公司信息透明度进行衡量,该值越大代表企业信息透明度越高,即内部人信息优势越弱。表8列(2)汇报了基于信息优势路径的机制检验结果,无实际控制人(*Non*)的回归系数为-0.006,且在10%水平上显著,表明无实际控制人状态下,企业信息透明度较低,内部人具有更强的信息优势,从而影响内部人机会主义减持行为。

六、进一步分析

(一)无实际控制人、内部治理与内部人机会主义减持

面对不同类型的代理冲突,公司治理的有效性往往表现出显著差异(Lei et al., 2013),内部人的行为选择同样也具有差异性。公司治理水平薄弱会导致内部人更可能凌驾于企业内部控制制度之上,盈余变化受到管理者操纵的概率增大(Fama, 1980),增加了内部人机会主义行为的倾向。相对而言,公司治理水平较高的企业,既能够有效发挥各职能部门的权力和义务,又能够使各职能部门之间相互制约牵制,及时发现内部人可能存在的机会主义行为。随着公司治理水平的提升,管理者与股东之间的信息不对称(Bhojraj and Sengupta, 2003)能显著降低。特别是在无实际控制人的情况下,良好的公司治理水平能够帮助企业稳定控制权,加强信息披露制度的执行力度,规范内部人行为。因此,本文推测公司治理水平的提高能够削弱无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。

为验证上述推断,本文借鉴周宏等(2018)的做法,选择董事长与总经理两职合一、独董占比、董事会持股比例、高管持股比例、第一大股东持股比例、董事会规模、监事会规模以及前三位高管薪酬总和,利用主成分分析法来构建公司治理水平指标(*Gov*),该指标数值越大则说明公司治理质量越高,并在模型(1)中分别加入*Gov*、*Gov*和*Non*的交乘项(*Gov*×*Non*)。表9列(1)(2)为回归结果,*Gov*和*Non*的交乘项(*Gov*×*Non*)的系数分别为-0.455、

-0.066,且均至少在10%水平上显著为负,表明公司治理水平的提高可以有效减少无实际控制人状态下内部人机会主义减持行为。

(二)无实际控制人、外部治理与内部人机会主义减持

内外部治理的有效结合,能够最大程度发挥公司治理效力。内部治理机制与外部治理存在替代作用(李姝等, 2018),外部治理机制在内部治理水平较高时能够进一步强化公司治理质量,在内部治理机制无法有效发挥时,则可以弥补内部治理失灵引起的公司治理质量下降的问题。法治环境被认为是一种有效的外部监督形式,

表9 内部治理、外部治理环境的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non</i>	1.047*** (4.716)	0.091*** (3.688)	1.292*** (4.882)	0.117*** (3.976)
<i>Gov</i>	1.207*** (15.735)	0.129*** (14.949)		
<i>Gov</i> × <i>Non</i>	-0.455* (-1.938)	-0.066** (-2.495)		
<i>Legal</i>			0.435*** (5.015)	0.040*** (4.147)
<i>Legal</i> × <i>Non</i>			-0.634* (-1.650)	-0.076* (-1.771)
<i>Size</i>	-0.468*** (-9.508)	-0.052*** (-9.634)	-0.639*** (-11.401)	-0.069*** (-11.110)
<i>Lev</i>	-0.670** (-2.365)	-0.063** (-2.047)	-0.579* (-1.954)	-0.057* (-1.739)
<i>Roa</i>	1.997** (2.291)	0.209** (2.164)	1.741*** (2.762)	0.205*** (2.920)
<i>Mhold</i>	-19.454*** (-12.492)	-2.090*** (-11.952)	-21.509*** (-18.410)	-2.386*** (-18.305)
<i>Cadiv</i>	0.436*** (4.104)	0.039*** (3.434)	0.453*** (4.156)	0.041*** (3.381)
<i>Sdret</i>	29.642*** (11.906)	3.074*** (11.489)	27.635*** (12.261)	2.995*** (11.910)
<i>Age</i>	-2.706*** (-14.734)	-0.264*** (-13.157)	-3.152*** (-17.506)	-0.320*** (-15.913)
<i>Board</i>	3.246*** (10.978)	0.381*** (11.625)	0.046 (0.211)	0.041* (1.672)
<i>Top1</i>	-2.130*** (-6.683)	-0.187*** (-5.424)	-3.560*** (-11.508)	-0.360*** (-10.423)
<i>Analyst</i>	0.770*** (16.245)	0.080*** (15.624)	0.816*** (17.767)	0.087*** (16.986)
<i>Da</i>	0.824** (2.088)	0.087** (2.050)	0.961** (2.544)	0.105** (2.484)
<i>Gr</i>	2.079 (1.076)	0.146 (0.707)	0.730 (0.837)	0.064 (0.655)
<i>Cr</i>	0.694** (2.392)	0.096*** (2.992)	0.614*** (3.013)	0.082*** (3.612)
截距项	10.260*** (7.896)	0.987*** (6.981)	21.870*** (16.968)	2.244*** (15.606)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	19089	19089	18875	18875
调整R ²	0.172	0.158	0.158	0.142

对内部人机会主义行为起到良好的抑制作用(陆超等, 2023)。企业外部法治环境较差, 通常意味着投资者保护程度较弱, 内部人违规交易的成本较低, 增强了内部人机会主义行为的动机。相反, 企业所处的外部法治环境越好, 法治对公司的监督作用越强(李春涛等, 2021), 提高了企业信息透明度, 内部人机会主义行为得到一定的抑制。因此, 本文推测良好的法治环境能够削弱无实际控制人对内部人机会主义减持的影响。

为验证上述推断, 本文根据王小鲁等(2021)编制的《中国分省份市场化指数报告2021》中的市场中介组织发育和法律制度环境指数, 并借鉴解学梅和朱琪玮(2021)的研究, 通过计算各省份平均年度增长率的方法推算出各省份2021年的市场化指数, 用以衡量所在地区的法治环境(*Legal*)。当上市公司所在地区的法治环境大于年度-行业中位数时, 取值为1, 否则为0, 并在模型(1)中分别加入*Legal*、*Legal*和*Legal*的交乘项(*Legal*×*Non*)。表9列(3)(4)的被解释变量分别为内部人机会主义减持金额(*Sell*)、减持次数(*Stimes*), *Legal*和*Non*的交乘项(*Legal*×*Non*)的系数分别为-0.634、-0.076, 且均在10%水平上显著为负, 表明良好的法治环境能够强化外部监督, 削弱了无实际控制人对内部人机会主义减持的影响, 验证了本文的推断。

(三)无实际控制人与内部人机会主义减持: 基于控股股东的影响

不同类型的无实际控制人可能表现出不同的利益动机, 本文结合无实际控制人的股权结构特征, 讨论无实际控制人是否存在控股主体对内部人机会主义减持的影响。通过查阅宣称无实际控制人企业的年度报告发现, 无实际控制人的直接股东并非完全呈现股权分散的结构, 部分无实际控制人存在控股股东, 且因控股股东属于无实际控制人状态, 从而宣称自己为无实际控制人。该类型的无实际控制人通常存在明确的控股主体, 并表现出母公司与子公司或者子公司与子公司之间交叉持股的特征。无实际控制人企业的控股股东面临严重的监督缺位, 却具备控股股东的股权优势。那么, 控股股东在无实际控制人状态下对内部人机会主义行为发挥“合谋效应”抑或“监督效应”?

本文结合实践将无实际控制人(*Non1*)样本进行细分,

按照其是否存在控股股东划分为存在控股股东的无实际控制人, 取值为1; 不存在控股股东的无实际控制人, 取值为0, 检验无实际控制人状态下是否存在控股股东对内部人机会主义减持产生的差异性影响。回归结果如表10所示, 无实际控制人(*Non1*)与内部人机会主义减持次数(*Stimes*)之间的相关性在10%水平上显著为正, 与内部人机会主义减持金额(*Sell*)之间不存在显著相关性。这说明企业在无实际控制人状态下, 控股股东与内部人之间存在“合谋效应”, 内部人机会主义减持更加频繁。

七、结论与建议

本文以2012—2021年A股非金融上市公司为研究样本, 理论分析并实证检验了无实际控制人状态下企业内部人机会主义减持的变化情况。研究发现: 第一, 无实

表10 无实际控制人与内部人机会主义减持: 基于控股股东的影响

变量	(1)	(2)
	<i>Sell</i>	<i>Stimes</i>
<i>Non1</i>	0.806 (1.403)	0.118* (1.864)
<i>Size</i>	-0.410 (-1.559)	-0.039 (-1.392)
<i>Lev</i>	1.853 (1.270)	0.213 (1.324)
<i>Roa</i>	1.397 (0.427)	0.255 (0.730)
<i>Mhold</i>	-18.873*** (-2.963)	-1.319* (-1.856)
<i>Cadiv</i>	1.513** (2.500)	0.110 (1.556)
<i>Sdret</i>	29.239** (2.330)	3.142** (2.343)
<i>Age</i>	-4.008*** (-4.244)	-0.382*** (-3.722)
<i>Board</i>	-0.670 (-0.604)	0.033 (0.270)
<i>Top1</i>	-3.720* (-1.883)	-0.380* (-1.864)
<i>Analyst</i>	0.862*** (3.446)	0.078*** (2.937)
<i>Da</i>	0.955 (0.435)	0.143 (0.568)
<i>Gr</i>	-27.544** (-2.352)	-2.477** (-2.151)
<i>Cr</i>	0.118 (0.073)	0.095 (0.509)
截距项	19.211*** (3.097)	1.922** (2.412)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
样本量	963	963
调整R ²	0.168	0.127

际控制人与内部人机会主义减持显著正相关，并且在考虑相关内生性问题后该研究结论依旧稳健。第二，在影响机理方面，无实际控制人通过弱化股东对内部人行为的监督作用、加剧内部人信息优势，影响内部人机会主义减持。第三，公司内部治理水平及外部法治环境水平的提升能显著削弱无实际控制人对内部人机会主义减持的影响；进一步区分无实际控制人类型后发现，无实际控制人存在控股股东的情况下内部人机会主义减持次数更多。

基于以上结论，本文提出如下建议：第一，加强无实际控制人监管对完善公司治理、促进企业高质量发展具有重要意义。鉴于实际控制人缺位增加了追责难度，

建议监管部门加强对无实际控制人的细化分类，明确无实际控制人企业的认定标准；同时，对无实际控制人企业实行更严格的减持要求，加大对无实际控制人状态下违规减持的打击力度。第二，本文研究发现，企业内部治理水平及外部法治环境水平的提升能有效制约内部人机会主义倾向。无实际控制人企业应建立有效和完善的公司治理机制，预防和避免实际控制人缺失造成被恶意并购的风险；同时，进一步加强法制水平建设，利用法律制度环境约束内部人短视行为，减少内部人机会主义减持。

【基金项目：国家自然科学基金项目“董事会权力结构、决策类型与企业投资效率研究”（项目编号：72002205）】

参考文献：

- [1] 陈作华, 陈娇娇, 吴大新. 资本市场开放抑制了高管机会主义减持行为吗?——基于“陆港通”的经验证据[J]. 证券市场导报, 2022, (5): 35-46.
- [2] 丛怀挺, 刘宏光. 重视无实际控制人公司的监管挑战[J]. 证券法苑, 2021, 23(3): 154-162.
- [3] 邓康桥. 中国创业板上市公司大股东与高管减持行为实证研究[D]. 沈阳: 辽宁大学, 2013.
- [4] 干胜道, 王杭, 陈彦琼. 无实际控制人上市公司高管薪酬粘性探讨[J]. 改革, 2020, (3): 150-159.
- [5] 李春涛, 王悦, 张璇. 激进避税行为与股价暴跌风险——外部监管视角与因果识别策略[J]. 财贸经济, 2021, 42(6): 37-53.
- [6] 李琳, 张敦力, 夏鹏. 年报监管、内部人减持与市场反应——基于深交所年报问询函的研究[J]. 当代财经, 2017, (12): 108-119.
- [7] 李妹, 翟士运, 古朴. 非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 155-173.
- [8] 李小荣, 张瑞君. 股权激励影响风险承担: 代理成本还是风险规避[J]. 会计研究, 2014, (1): 57-63+95.
- [9] 李晓艳, 梁日新, 李英. 共同机构所有权影响企业前瞻性信息披露吗?——基于上市公司业绩预告准确度的视角[J]. 财经论丛, 2023, (12): 70-81.
- [10] 刘佳伟, 周中胜. 企业无实际控制人与审计收费[J]. 审计研究, 2021, (3): 51-61.
- [11] 陆超, 赵依雯, 祝天琪, 等. 企业数字化转型与高管机会主义减持[J/OL]. 系统工程理论与实践, 2023: 1-40.
- [12] 罗宏, 黄婉. 多个大股东并存对高管机会主义减持的影响研究[J]. 管理世界, 2020, 36(8): 163-178.
- [13] 石青梅, 王梦圆, 孙梦娜. 双无控制与内控重大缺陷研究[J]. 审计与经济研究, 2022, 37(6): 49-59.
- [14] 孙淑伟, 梁上坤, 阮刚铭, 付宇翔. 高管减持、信息压制与股价崩盘风险[J]. 金融研究, 2017, (11): 175-190.
- [15] 田正梅. 高管机会主义减持行为与中小投资者利益保护研究[D]. 成都: 西南财经大学, 2021.
- [16] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [17] 王晔, 王世鹏, 刘琳. 无实际控制人对上市公司研发强度与成长性的影响研究[J]. 经济问题, 2021, (12): 53-58.
- [18] 吴建祥, 李秉祥. 企业控制权配置特征对经理管理防御的影响——基于实际控制人视角[J]. 商业研究, 2019, (7): 112-126.
- [19] 吴育辉, 吴世农. 股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. 中国工业经济, 2010a, (5): 121-130.
- [20] 吴育辉, 吴世农. 企业高管自利行为及其影响因素研究——基于我国上市公司股权激励草案的证据[J]. 管理世界, 2010b, (5): 141-149.
- [21] 解学梅, 朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J]. 管理世界, 2021, 37(1): 128-149+9.
- [22] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, 2014, (10): 193-206.
- [23] 许志勇, 宋泽, 朱继军等. 金融资产配置、内部控制与企业高质量发展[J]. 中国软科学, 2022, (10): 154-165.
- [24] 郑志刚. 从万科到阿里: 分散股权时代的公司治理[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017.
- [25] 周宏, 周畅, 林晚发, 李国平. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券2008-2016年的经验证据[J]. 会计研究, 2018, (5): 59-66.
- [26] Bhojraj S, Sengupta P. Effect of corporate governance on bond ratings and yields: the role of institutional investors and outside directors[J]. Journal of Business, 2003, 76(3): 455-475.
- [27] Du S, Ma L. Non-actual controllers and corporate innovation: evidence from China[J]. China Journal of Accounting Research, 2022, 15(3): 100253.
- [28] Fama E F. Agency problems and the theory of the firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(2): 288-307.
- [29] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [30] Lei Q, Lin B, Wei M. Types of agency cost, corporate governance and liquidity[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(3): 147-172.
- [31] Piotroski J D, Roulstone D T. Do insider trades reflect both contrarian beliefs and superior knowledge about future cash flow realizations?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(1): 55-81.

(责任编辑: 汪芸倩)