

无实际控制人与盈余价值相关性*

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)



内容提要:随着我国多层次资本市场体系的基本成型,股权结构逐渐多元化,无实际控制人现象在证券市场逐渐增多,备受广大投资者关注。无实际控制人引发公司治理模式重构,对企业盈余价值相关性产生何种影响呢?本文以2007—2021年沪深A股非金融类上市公司为研究对象,检验无实际控制人对盈余价值相关性的影响。研究发现,无实际控制人能够显著降低盈余价值相关性。机制检验表明,企业处于无实际控制人状态增加了企业代理成本、盈余操纵及经营风险,从而降低了盈余价值相关性。高管越轨式冒险行为增强了无实际控制人对盈余价值相关性的负面影响。相较于存在控股股东的无实际控制人而言,无控股股东的无实际控制人降低了盈余价值相关性。无实际控制人状态下,前十大股东存在强势关联关系导致企业盈余价值相关性下降,前三大、前五大股东中国有股权参股能够提升盈余价值相关性。本文的研究结论为改善无实际控制人企业盈余信息质量提供了经验证据,同时为完善现代化企业制度,防范无实际控制人治理风险提供了重要启示。

关键词:无实际控制人 盈余价值相关性 代理问题 企业风险

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)06—0143—21

一、引言

受我国资本市场产生与发展的特殊背景影响,我国上市公司普遍存在实际控制人。随着经济体制的不断革新以及资本市场的深化改革,上市公司第一大股东平均持股比例开始低于三分之一(郑志刚,2017)^[1],股权结构逐渐从高度集中的股份分配模式向较为分散的股份分配模式转变,我国资本市场进入股权分散时代。无实际控制人企业在资本市场中逐渐崭露头角,宣告为无实际控制人的上市公司数量日益增多,云南白药集团股份有限公司、珠海格力电器股份有限公司等企业,陆续变更为无实际控制人状态。为了更直观地呈现无实际控制人的变化趋势,本文绘制了从2007年起无实际控制人上市公司数量趋势图。如图1所示,2007—2021年无实际控制人上市公司数量从2007年的15家增加至2021年的217家,整体呈现稳步上升趋势。无实际控制人是我国资本市场转型过程中自然形成的现象。大多数中小投资者普遍将无实际控制人认定为股权分散,本文认

收稿日期:2023-07-02

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“董事会权力结构、决策类型与企业投资效率研究”(72002205)。

作者简介:田昆儒,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是公司治理与会计理论,电子邮箱:tiankunru@126.com;李颜苏,女,博士研究生,研究领域是公司治理与财务行为,电子邮箱:lyahha@126.com;薛坤坤,男,副教授,硕士生导师,管理学博士,研究领域是公司治理,电子邮箱:kxue8915@163.com。通讯作者:李颜苏。

为,我国现阶段表现出的无实际控制人现象与股权分散既相互关联又存在显著差异^①。虽然股权结构的分散化趋势是无实际控制人企业数量逐渐增多的原因之一,但是我国证券市场中无实际控制人企业却表现出不同形式的股权集中度,无法直接用股权集中或者股权分散界定无实际控制人^②。

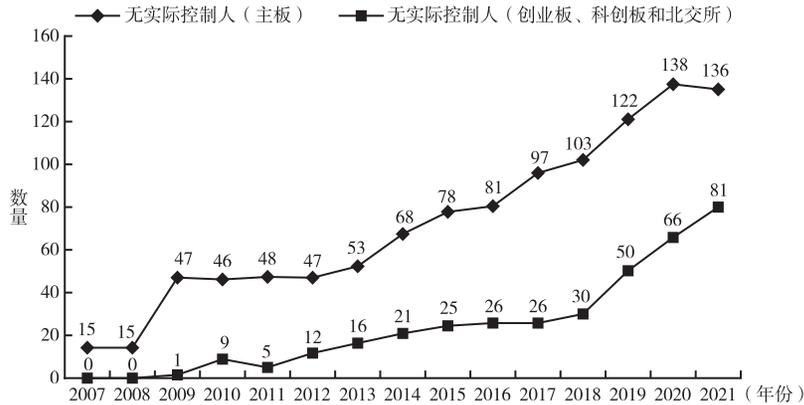


图1 无实际控制人上市公司数量趋势图

资料来源:国泰安数据库

无实际控制人与传统企业存在实际控制人的控制权模式不同。企业处于无实际控制人状态下,高管代替实际控制人掌握企业的控制权。控制权模式重构对企业财务行为、盈余质量等方面均产生不同程度的改变,其传递的盈余信息直接影响资本市场对证券估值的解读。已有研究表明,控制权配置通常是影响企业盈余信息透明度的主要因素。盈余信息是会计信息的重要组成部分(彭爱武等,2020)^[2],是投资者决策时的重要依据。价值相关性的观点认为,盈余信息如果能使投资者对未来回报做出自己的预测,那么盈余信息就具有价值相关性。因此,对于能够影响盈余信息或信息使用者对盈余信息感知的因素同样能够影响盈余价值相关性。现有关于无实际控制人的研究普遍认为无实际控制人具有“双重性”。因而,无实际控制人对盈余信息的影响会产生两种效应:一种主要体现无实际控制人的治理优势,即无实际控制人的多个股东共同治理模式,能够发挥股东之间的制衡机制,有效规避大股东与高管“合谋”,改善企业盈余质量,提升盈余价值相关性;另一种主要体现无实际控制人的治理风险,即无实际控制人提升了企业控制权争夺风险(毕立华和罗党论,2021)^[3],且实际控制人的监督缺位加剧了股东与高管的代理问题,恶化了财务信息透明度,降低盈余价值相关性。那么,相较于存在实际控制人,无实际控制人对于企业盈余信息的影响效应更多是治理优势还是治理风险? 本文将从盈余信息决策有用的视角,探讨无实际控制人对企业盈余价值相关性产生的影响。

近年来,无实际控制人企业的涌现丰富了我国资本市场的结构形式,也为探究不同治理模式对企业盈余信息的影响提供新的视角。基于已有研究,本文以2007—2021年沪深A股非金融类上市公司为研究对象,实证检验了无实际控制人对盈余价值相关性的影响。本文的研究贡献表现为以下几个方面:第一,基于盈余价值相关性的视角对无实际控制人经济后果的争议做出回应。本

^① 本文认为,股权分散是一个相对概念,我国上市公司目前的股权结构并非呈现完全分散化的趋势,仅仅是相对分散。此外,无实际控制人第一大股东持股比例大多集中于10%—30%,表现出完全不同于西方资本市场中股权完全分散的无实际控制人现象。因此,结合我国制度背景及资本市场发展背景,我国现阶段表现的无实际控制人具有一定的特殊性,并且与股权分散概念存在差异。

^② 本文根据无实际控制人企业的股权集中度,将无实际控制人分为股权绝对分散型、股权相对分散型、股东制衡型、控股股东上层无实际控制人型。

文研究发现,企业处于无实际控制人状态下虽然易形成较为稳健的股权制衡结构,但是高管的长期盘踞加剧了股东与高管之间的代理问题及财务违规风险,无实际控制人企业甚至可能成为被利益侵蚀的空壳,对企业产生不利影响。以上结论说明,我国无实际控制人企业现阶段面临的治理风险远大于其治理优势,本文从企业财务行为的视角回应了无实际控制人治理效应的争议。第二,基于实际控制人的视角丰富了盈余价值相关性影响因素的相关研究。已有研究普遍围绕外部监管(王琬婷等,2022)^[4]、媒体传闻(彭情和唐雪松,2019)^[5]、企业投资理念(武鹏等,2023)^[6]、社会信任(胡志勇等,2020)^[7]等角度,很少结合实际控制人特征展开,更忽略了部分上市公司不存在实际控制人这一现实问题。本文以我国上市公司无实际控制人为切入点,为提升企业盈余价值相关性提供参考。第三,本文结合无实际控制人企业类型、股东关联关系、股东性质分别探讨其对盈余价值相关性的影响,不仅帮助投资者更深入了解无实际控制人现象,同时也为完善我国无实际控制人企业监管、构建和谐稳定的证券市场环境提供重要启示。

二、制度背景与研究假设

1. 制度背景

实际控制人是企业的“关键少数”,其通过控股股东掌控企业已经成为常态。自2005年《中华人民共和国公司法》明确了实际控制人的内容后,证监会要求上市公司对实际控制人信息进行披露。从上市公司历年年度报告披露的实际控制人信息来看,上市公司无实际控制人的现象逐渐增多。结合我国资本市场发展和证券制度改革,无实际控制人的演变发展大致可以分为以下三个阶段。

第一阶段:股权分置改革时期。资本市场建立初期,我国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。股权分置的问题使我国当时股市上将近三分之二的股权无法流通,造成我国上市公司股权集中度较高,普遍存在“一股独大”的现象。高度集中的股份分配偏离了资本市场中主流的公司治理模式,极易导致公司治理机制的“失灵”。为了弥补、完善历史制度缺陷,适应资本市场发展的新形势,我国于2005年开始启动股权分置改革,随后股票市场正式进入“全流通”时代。股权分置问题的妥善解决使国有企业更加市场化,也预示着我国资本市场即将进入股权分散时代,为上市公司无实际控制人的发展奠定了基础。

第二阶段:国有企业混合所有制改革推进阶段。股权分置改革完成之后,提高了股权结构的分散度,但在当时我国经济政策和制度背景下,上市公司的股权集中度依旧处于较高水平。为了提升国有企业竞争力,2015年国务院正式出台《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》,标志着中国国企的混合所有制改革(以下简称“混改”)正式启动,国有企业通过混改实现了国有资本、集体资本与非公有资本交叉融合的混合所有制经济模式。国有股东退出及战略投资者加入,逐渐削弱了国有股权过于集中的股权特征,促使股权形式多样化。同时,我国资本市场也进入后股权分置时代,全流通为以股权变更方式实现资产重组带来便利,形成了上市公司股权模式分散化的大趋势。国有企业混改后,国有资本形成了绝对控股、共同控制、相对控股、参股及无实际控制人状态^①,我国部分国有企业实现了从国资控股向无控股股东、实际控制人模式转型。例如,格力电器在经历混合所有制改革之后,原国有资本放弃了控制权,只保留了少量股份参股。格力电器在数次股权转让之后,最终由国有控股转变为无实际控制人模式。同样,绿地集团也是在国有企业

^① 国有企业混改后国资持股在50%以上,绝对控股被称为“1.0阶段”;混改后国资仍保持第一大股东和实际控制人被称为“2.0阶段”;混改后大股东和实际控制人发生变化的被称为“3.0阶段”。

混改之后由国有资本控股转变为无控股股东模式。

第三阶段:股票发行注册制实施后。我国股票发行在经历了审批制、核准制之后,于2019年实施股票发行注册制改革试点。在核准制下的股票发行过程中行政干预过多,无法充分发挥市场配置资源的功能,随着我国资本市场开放程度不断提高,股票发行注册制势在必行。在注册制制度背景下,只要符合《中华人民共和国证券法》规定条件的公司就可以自行IPO。注册制的实施促使我国多层次资本市场建设的完善,有利于促进投资者结构优化及股权分散化。在全面注册制改革下,更多企业选择分拆上市,股权分散的趋势将会继续延续,在带来企业价值分化的同时叠加了企业自身股权结构的分散。注册制的实施直接扩大了拟上市发行人无实际控制人的规模。科创板、创业板及北交所在2019年陆续试点注册制改革后,无实际控制人企业的数量激增,由2018年的30家增长至2021年的81家。注册制的推行促使股权分散的趋势不断蔓延,进一步增加了拟上市公司无实际控制人认定的规模。

2. 理论分析与研究假设

首先,无实际控制人状态下,实际控制人的监督缺位加剧了股东与高管之间的代理问题,影响盈余价值相关性。一方面,对于存在明确实际控制人的企业而言,实际控制人有足够动机监督管理层。实际控制人一般持股比例较高,在董事及管理层的聘任过程中掌控表决结果,甚至控制整个董事会或管理层(洪康隆等,2023)^[8]。然而,无实际控制人状态下,高管代替实际控制人对企业保持高度控制,高管权力得到最大程度的发挥,逐渐形成高管“盘踞效应”。此时,高管作为理性经济人具备实现个人利益的动机(Du和Ma,2022)^[9],诱发高管操控财务信息、虚假记载财务数据行为,导致企业无法提供有效、有价值的信息含量,削弱了盈余价值相关性。另一方面,无实际控制人状态下,多个股东共同治理模式取代单一股东控股模式,在多个股东责任分散效应的影响下,股东之间往往出现相互推诿责任的现象。掌握公司控制权的高管由于长期缺乏控股股东及实际控制人的有效监督和制约,导致高管违规风险提升、审计风险提高(刘佳伟和周中胜,2021)^[10],基于自利动机的内部人代理问题更加严重(干胜道等,2020)^[11]。在代理冲突下,信息不对称导致高管拥有绝对的信息优势,信息优势又赋予高管更多的决策权,促使高管成为操控主体,诱发高管盈余操纵行为,削弱了盈余信息对权益市场的预测能力,盈余价值相关性水平较低。当披露相关性的盈余信息使高管利益受到损失时,高管也会对所披露的信息进行最优选择,盈余价值的信息含量也因此降低。

其次,无实际控制人状态下,控制权争夺提升了企业经营风险,影响盈余价值相关性。一方面,叶康涛等(2014)^[12]认为,盈余价值相关性与企业风险相关联,企业风险越高,盈余价值相关性越低。企业存在明确的实际控制人,意味着产权清晰,权属、责任与义务明确,能够有效保证控制权稳定。若无法界定实际控制人,则难以界定责任人,造成企业内部控制混乱的同时,极易引发“黑衣骑士”敌意并购及股权争夺。对于一些股权分散且利润可观的无实际控制人企业,大股东之间的博弈及外部野蛮资本急于将无实际控制变更为实际控制引发控制权争夺,加剧了企业经营风险。企业控制权争夺削弱了投资决策者对盈余信息的依赖程度(陈丽红等,2019)^[13],降低盈余价值相关性。此外,无实际控制人状态下,股东之间的持股比例相当,股东意见难以保持一致,单一股东的决定权优势无法体现,企业经营决策效率低下,对经营产生不利影响。当企业的生产经营陷入停滞状态、偏离行业常规时,企业的持续盈利能力下滑,进而影响资本市场对盈余信息的解读和决策,企业盈余价值相关性下降。另一方面,无实际控制人状态下,控制权争夺容易导致企业内部控制混乱。内部控制作为公司治理的主要手段,不同内部控制环境对高管自利行为的监督也存在差异。内部控制质量越好,每股盈余、每股净资产与股价的价值相关性越强。当企业存在内部控制缺陷时,其净利润和账面价值对股票价格的总体解释能力下降(李虹和田马

飞,2015)^[14]。无实际控制人往往存在治理缺陷,股权争夺导致企业内部控制质量下滑,降低了公司治理质量,削弱了盈余价值相关性(陈俊和陈汉文,2007)^[15]。此外,信息披露越透明,信息使用者可感知的盈余信息质量越高,投资决策时利用财务数据的程度就会越大(方红星和段敏,2014)^[16]。因此,内部控制质量的下降,恶化了企业信息透明度,降低了投资者对盈余信息的依赖程度。

最后,无实际控制人更容易帮助幕后操纵者^①隐藏其真实身份下的利润操纵行为,影响盈余价值相关性。企业处于无实际控制人状态下,能够为真正想要获利的幕后操纵者隐藏其利益动机。幕后操纵者在无实际控制人的“掩护”下退出企业管理层和核心决策层,在法律层面实现了与企业的切割,但依旧能够支配企业,并对管理层产生威慑作用(罗劲博,2023)^[17]。在此情况下,无实际控制人相较于存在实际控制人而言,更容易隐藏幕后操纵者资金占用及利用关联交易掏空上市公司等自利行为(毕立华和罗党论,2021)^[3],加剧了企业内部控制重大缺陷(石青梅等,2022)^[18],导致企业盈余信息反映更低的内在价值。

基于以上分析,本文提出:

H_{1a}:其他条件不变的情况下,无实际控制人降低了盈余价值相关性。

企业存在实际控制人通常意味着少数股东掌控企业大部分控制权,股权集中度普遍较高且股东之间的相互制衡机制无法有效发挥作用。实际控制人一般通过交叉持股或者构建金字塔式股权结构强化自身控制权。基于实际控制人的控制权优势,存在实际控制人企业的经营权很难真正从所有权中分离出来,对企业信息披露环境产生不利影响(Johnson等,2000)^[19]。而企业处于无实际控制人状态下,通常采用职业经理人制度,易激发高管干事热情及企业家精神,改善企业盈余质量,提升盈余价值相关性。此外,股东在无实际控制人治理模式下共同参与公司治理,股东层面对企业的直接干预较少,决策过程更加民主,能够充分发挥职业经理人的价值。管理团队与公司利益深度捆绑,高管与企业使命、愿景和价值观保持一致,改善企业信息披露环境(孙淑伟等,2023)^[20],提高企业盈余价值相关性。例如,一直处于无实际控制人状态下的万科,依靠职业经理人管理模式优化管理制度,一度成为行业标杆企业,改善了企业盈余质量。由此可见,相较于企业存在实际控制人而言,企业处于无实际控制人状态下能够采用更加灵活高效的差异化管控方式,有利于企业的创新成长,提高企业盈余持续性,提升盈余信息的预测价值。

其次,无实际控制人状态下,多个股东共同持股的模式容易形成比较稳健的股权制衡结构,不仅能够有效规避实际控制人的独断专行,还能够有效防止高管和单一股东合谋,确保公司决策符合所有股东的利益。股东共同治理模式还能够进一步整合股东资源,帮助企业获得更多渠道,为企业带来良性发展。因此,股东结构多元化为企业带来不同的视角和专业知识,不仅提升了公司治理的整体水平,而且增强了企业盈余持续能力,提高盈余价值相关性。此外,独立董事在企业处于无实际控制人状态下更能发挥其监督效应。独立董事通过其专业知识和独立性,增强了对企业财务报告和运营决策的监督,有效减少高管机会主义行为,改善盈余信息的真实性和透明度。

基于以上分析,本文提出:

H_{1b}:其他条件不变的情况下,无实际控制人提高了盈余价值相关性。

三、研究设计

1. 样本与数据来源

本文选取 2007—2021 年沪深 A 股非金融类上市公司为初始研究样本。实际控制人信息主要

① 本文所指的幕后操纵者通常为企业内部大股东或大股东的最终控制人。

通过查阅上市公司披露的年度报告获得,其他主要财务特征数据均来自于国泰安(CSMAR)数据库及万得(Wind)数据库。此外,本文删除了ST和*ST及数据缺失的公司样本。为了消除极端值的影响,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37384个公司一年度观测值,根据后续的研究内容,观测值将会在各个部分有所差异。

2. 变量定义

(1) 盈余价值相关性。在实证研究中,主要采用两种模型考察盈余价值相关性,分别是价格模型和回报模型。其中,价格模型如下:

$$Price_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Eps_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \alpha_3 v_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $Price_{it}$ 表示上市公司*i*第*t*期末的股票收盘价; Eps_{it} 表示上市公司*i*第*t*期的每股盈余; BV_{it} 表示上市公司*i*第*t*期的每股净资产; v_{it} 指其他信息。

回报模型如下:

$$AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eps_{it}/Price_{it-1} + \beta_2 \Delta Eps_{it}/Price_{it-1} + \beta_3 v_{it} + \varepsilon \quad (2)$$

其中, AR_{it} 表示上市公司*i*第*t*期基于市场调整法计算的股票超额回报率; Eps_{it} 表示上市公司*i*第*t*期的每股盈余; ΔEPS_{it} 表示未预期盈余,采用 $EPS_{it} - EPS_{it-1}$ 计算得出; $Price_{it-1}$ 表示上市公司*i*第*t*期期初的股票收盘价; v_{it} 指其他信息。

现有研究普遍采用价格模型考察盈余价值相关性,本文借鉴郭照蕊和黄俊(2020)^[21]的研究,也采用价格模型考察盈余价值相关性,并采用回报模型进行稳健性检验。

(2) 无实际控制人^①(*Non*)。借鉴 Du 和 Ma(2022)^[9]的研究,根据上市公司年报披露的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,表示企业存在具体的实际控制人;反之,则为无实际控制人赋值为1,表示企业当年处于无实际控制人状态。

(3) 控制变量。本文参考以往关于盈余价值相关性的相关文献(王琬婷等,2022)^[22],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*)、公司盈利性(*ROA*),其他控制变量分别为营收规模(*Growth*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、董事长和总经理两职合一(*Dual*)、高管持股(*Mshare*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)。

主要变量定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
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
股票价格	<i>Price</i>	年末收盘价
每股盈余	<i>Eps</i>	公司净利润/总股本
每股净资产	<i>BV</i>	(总资产-总负债)/总股本
公司规模	<i>Size</i>	年总资产的自然对数
财务杠杆	<i>LEV</i>	资产负债率,年末总负债/年末总资产
盈利能力	<i>ROA</i>	总资产净利润率,净利润/总资产平均余额

① 对于无实际控制人的认定,《公司法》并没有给出明确的认定标准,一般根据《上市公司收购管理办法》中不满足上市公司认定实际控制人的角度来判断是否为无实际控制人。结合实践中上市公司宣称自己为无实际控制人的理由,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,可以认定企业“无实际控制人”。

续表 1

变量名称	变量符号	变量定义
营业收入增长率	<i>Growth</i>	本年营业收入/上一年营业收入-1
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人则为1, 否则为0
高管持股	<i>Mshare</i>	管理层持股比例, 管理层持股数量/总股本
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事人数

3. 研究模型

本文构建如下模型, 检验无实际控制人对盈余价值相关性的影响:

$$\begin{aligned}
 Price_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 Eps_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \alpha_3 Non_{it} + \alpha_4 Eps_{it} \times Non_{it} + \alpha_5 Size_{it} \\
 & + \alpha_6 Lev_{it} + \alpha_7 ROA_{it} + \alpha_8 Growth_{it} + \alpha_9 Top1_{it} + \alpha_{10} Dual_{it} \\
 & + \alpha_{11} Mshare_{it} + \alpha_{12} Board_{it} + \alpha_{13} Indep_{it} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3)$$

根据豪斯曼检验结果, 本文采用时间和个体双向固定效应模型。模型(3)用来检验假设 H_1 。本文重点关注系数 α_4 的符号以及显著水平, 其经济含义是无实际控制人对盈余价值相关性的影响。若 α_4 系数显著为正, 说明无实际控制人提升了盈余价值相关性; 若为负号, 说明无实际控制人降低了盈余价值相关性。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。无实际控制人(*Non*)的样本均值为0.0384, 表明样本公司中无实际控制人所占比重较低, 大多数企业普遍存在实际控制人。衡量样本公司股票价格(*Price*)的样本均值为17.8407, 标准差为18.5358, 表明股票市场中样本公司的股票价格差异较大, 表现出离散序列特征, 其余变量的描述性统计结果均处于正常范围内。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数	最小值	最大值
<i>Non</i>	37384	0.0384	0.1922	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Price</i>	37384	17.8407	18.5358	7.0700	11.8900	21.0100	2.5700	118.9900
<i>Eps</i>	37384	0.4154	0.6384	0.1000	0.3052	0.6233	-1.5322	3.1472
<i>BV</i>	37384	5.2236	3.5584	2.8771	4.3269	6.5053	0.4628	20.9847
<i>Size</i>	37384	22.0648	1.2780	21.1342	21.8754	22.7888	19.7441	26.0627
<i>LEV</i>	37384	0.4214	0.2071	0.2543	0.4145	0.5774	0.0504	0.8919
<i>ROA</i>	37384	0.0437	0.0650	0.0155	0.0419	0.0761	-0.2321	0.2235
<i>Growth</i>	37384	0.1833	0.4102	-0.0144	0.1191	0.2867	-0.5689	2.5923
<i>Top1</i>	37384	0.3438	0.1481	0.2278	0.3217	0.4451	0.0865	0.7418
<i>Dual</i>	37384	0.2813	0.4497	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Mshare</i>	37384	0.1348	0.1997	0.0000	0.0039	0.2485	0.0000	0.6910
<i>Board</i>	37384	2.1313	0.2001	1.9459	2.1972	2.1972	1.6094	2.7081
<i>Indep</i>	37384	0.3741	0.0533	0.3333	0.3333	0.4286	0.3333	0.5714

2. 基准回归检验

表3列示了无实际控制人与盈余价值相关性之间的回归结果。第(1)列为原始价格模型的回归结果, Eps 的系数为6.3707,且在1%水平上显著; BV 的系数为2.2265,且在1%水平上显著,回归结果表明,每股盈余、每股净资产与股价的价值相关性较强。加入无实际控制人与每股盈余的交乘项($Non \times Eps$)后的回归结果如第(2)列所示,无实际控制人与每股盈余的交乘项($Non \times Eps$)的系数为-1.8838,且在5%水平上显著。进一步控制了时间影响因素后的回归结果如第(3)列所示,无实际控制人与每股盈余的交乘项($Non \times Eps$)的系数为-1.9108,且在5%水平上显著。表3的回归结果表明,相对于存在实际控制人而言,无实际控制人降低了盈余价值相关性,验证了本文提出的假设 H_{1a} 。

表3 无实际控制人与盈余价值相关性

变量	Price		
	(1)	(2)	(3)
Eps	6.3707*** (14.5054)	5.6544*** (12.5380)	6.4378*** (14.5375)
BV	2.2265*** (25.6551)	2.3043*** (26.5432)	2.2293*** (25.6329)
Non		0.1791 (0.3584)	0.1542 (0.3292)
$Non \times Eps$		-1.8838** (-2.1436)	-1.9108** (-2.0853)
$Size$	-4.1185*** (-17.8398)	-4.6858*** (-26.4652)	-4.1192*** (-17.8494)
LEV	9.6175*** (11.0553)	10.3150*** (11.8687)	9.6118*** (11.0522)
ROA	3.3630 (1.5397)	11.2510*** (4.8708)	3.5102 (1.6108)
$Growth$	0.0003** (2.2274)	0.0001 (-1.4287)	0.0003** (2.2206)
$Top1$	-1.1027 (-0.7957)	-1.8665 (-1.3405)	-1.0965 (-0.7903)
$Dual$	0.2624 (1.1022)	0.2504 (0.9785)	0.2616 (1.1002)
$Mshare$	-0.4249 (-0.6398)	-0.4319 (-0.6059)	-0.4274 (-0.6403)
$Board$	1.3184* (1.7938)	0.0036 (0.0047)	1.3761* (1.8761)
$Indep$	-1.0491 (-0.4833)	-3.8273* (-1.6778)	-0.9472 (-0.4366)
常数项	94.8114*** (18.3215)	104.0962*** (22.3698)	94.6199*** (18.2735)
时间固定效应	是	否	是

续表 3

变量	Price		
	(1)	(2)	(3)
个体固定效应	是	是	是
观测值	37384	37384	37384
R ²	0.4486	0.3037	0.4489

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内的数据为t值，下同

3. 稳健性检验

(1)倾向得分匹配法(PSM)。为了缓解遗漏变量带来的影响,本文借鉴 Du 和 Ma(2022)^[9]的研究,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。从控制变量中筛选出有效的协变量,公司特征变量包括公司规模(Size)、公司盈利性(ROA)、营业收入增长率(Growth)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep),股权结构变量包括股权制衡度(Balance)、前十大股东持股比例(Top10)变量,其他企业特征变量包括托宾Q值(TobinQ)、公司成立年限(Age)、大股东资金占用(Occupy)变量,采用1:1有放回近邻匹配法为处理组匹配,并采用配对后的样本重新进行回归。为了确保匹配的有效性,本文对匹配后样本中协变量进行平衡性检验,评估匹配结果的质量。平衡性检验结果显示,匹配后处理组和控制组匹配变量之间不存在显著差异,标准偏误大幅度降低,满足平衡性假设。表4中第(1)列报告了基于PSM法1:1匹配样本的回归结果,Non×Eps的回归系数为-6.5012,且在5%水平上显著,与本文推断的研究结论一致。

(2)实际控制人变化(PSM—DID)。为了进一步验证无实际控制人与盈余价值相关性之间的关系,本部分借鉴毕立华和罗党论(2021)^[3]、罗宏和黄婉(2020)^[23]的方法,采用双重差分模型(DID)考察实际控制人变更前后盈余价值相关性的差异。当存在实际控制人变更为无实际控制人的为处理组,样本期内一直存在实际控制人的为控制组,按照上述倾向得分匹配(PSM)的方法为处理组进行匹配,并采用匹配后的样本进行实证检验。实证模型如下:

$$Price_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Eps_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \alpha_3 Treat_{it} \times Post_{it} \times Eps_{it} + \alpha_4 Treat_{it} \times Post_{it} + \alpha_i Controls_{it} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

其中,Treat是样本公司是否为处理组的哑变量,若样本公司为处理组(存在实际控制人变更为无实际控制人),取值为1,否则为0。Post是实际控制人变更前后年度的哑变量,若存在实际控制人变更为无实际控制人,变化当年及之后年份取值为1,否则为0。控制变量与模型(3)一致。模型(4)中交互项(Treat×Post×Eps)的系数表示实际控制人变化对盈余价值相关性的影响。表4第(2)列结果显示,Treat×Post×Eps的系数为-2.0288,且在10%水平上显著。回归结果表明,存在实际控制人变更为无实际控制人降低了盈余价值相关性水平。

(3)Heckman两阶段检验。为缓解可能存在的样本自选择问题,本部分采用Heckman两阶段回归检验两者之间的关系。选取上市公司所在城市一年度以股权变更形式并购的次数(IV-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,直接影响了无实际控制人,满足相关性;该工具变量与盈余价值相关性无关,只能通过无实际控制人影响内部人行为,间接影响盈余价值相关性,满足外生性。表4中第(3)列反映的第一阶段Logit回归结果表明工具变量(IV-CITY)与无实际控制人之间的相关性,工具变量(IV-CITY)的回归系数为0.0015,与Non显著正相关;第(4)列列示了加入逆米尔斯比率(IMR)第二阶段回归结果,Non×Eps的回归系数依旧显著为负,再一次验证了本文的研究结果。

表 4 稳健性检验:PSM、PSM-DID、Heckman

变量	PSM	PSM-DID	Heckman	
	Price		Non	Price
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Eps</i>	2.9174 (1.0086)	1.3761 (1.3642)	0.3526*** (3.8408)	5.7853*** (11.6143)
<i>BV</i>	2.3281*** (5.7655)	1.8379*** (4.6768)	-0.0416*** (-3.4034)	2.2210*** (25.3690)
<i>Non</i>	1.5298 (1.2414)	-1.6449 (-1.1770)		-0.2069 (-0.1612)
<i>Non×Eps</i>	-6.5012** (-2.0075)			-2.0896** (-2.1740)
<i>Treat×Post×Eps</i>		-2.0288* (-1.9215)		
<i>Treat×Post</i>		2.7930 (1.4334)		
<i>IV-CITY</i>			0.0015*** (9.1371)	
<i>Size</i>	-4.2797*** (-2.8628)	-2.5165** (-2.3648)	0.2333*** (7.5700)	-4.1579*** (-17.2735)
<i>LEV</i>	16.4217*** (2.9475)	7.9212** (2.0391)	-0.8732*** (-4.8710)	9.6689*** (10.9259)
<i>ROA</i>	57.7345*** (3.4647)	25.5912*** (3.0197)	-1.3994* (-1.9003)	6.9371** (2.2954)
<i>Growth</i>	3.8219*** (3.5529)	2.1162** (2.5656)	-0.1936*** (-2.8442)	1.2982*** (8.1048)
<i>Top1</i>	-19.8379* (-1.7803)	-8.0979 (-0.8789)	-9.2049*** (-25.2056)	-2.4511* (-1.7385)
<i>Dual</i>	0.0883 (0.1115)	0.3640 (0.5671)	-0.0153 (-0.2385)	0.2563 (1.0804)
<i>Mshare</i>	14.3211** (2.3481)	6.6502 (1.5237)	-1.8667*** (-8.5784)	3.5880*** (2.8064)
<i>Board</i>	-1.5079 (-0.4375)	0.2430 (0.0961)	0.6197*** (3.4670)	1.2647* (1.6594)
<i>Indep</i>	-10.0812 (-1.1477)	1.0384 (0.1398)	2.6507*** (4.4733)	-0.9374 (-0.3951)
<i>IMR</i>				0.1459 (0.3773)
常数项	55.4631* (1.7885)	64.8640*** (2.7410)	-8.5980*** (-11.1281)	95.2452*** (17.4709)
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	否	是
观测值	2614	2027	37339	37339
伪 R ² /R ²	0.2996	0.3544	0.1533	0.4497

(4)采用回报模型。现有研究普遍采用价格模型及回报模型检验盈余价值相关性,本部分采用回报模型进行稳健性检验。表5中第(1)列列示了盈余价值相关性采用回报模型重新回归后的结果,Non×ΔEPS/Price_{t-1}交乘项的系数在10%的水平显著为负,说明无实际控制人降低了盈余价值相关性,与表3的研究结论一致。

(5)更换样本期间。考虑到财政部于2006年正式发布了企业会计准则体系,并于2007年1月1日起实施,以及受到2008年全球金融危机的影响。因此,本文剔除实施准则当年2007年以及2008年金融危机期间样本,将样本期调整为2009—2021年,并重新进行回归。表5中第(2)列列示了重新回归后的结果,Non×Eps的系数在5%水平上显著为负,与表3的研究结论一致。

(6)替换关键变量衡量方式。根据《上市公司信息披露管理办法》规定,每个会计年度结束之日起四个月内披露年度报告,本文借鉴郭照蕊和黄俊(2020)^[21]的研究,选取下一年4月最后一个交易日的股票收盘价作为股票价格的替代变量并重新回归。回归结果如表5第(3)列所示,Non×Eps的系数在5%水平上显著为负,再一次证实本文研究结论的可靠性。

表5 稳健性检验:回报模型、更换样本期间、替换关键变量衡量方式

变量	回报模型	更换样本期间	替换关键变量衡量方式
	AR	Price	
	(1)	(2)	(3)
<i>Eps/Price_{t-1}</i>	1.3399*** (13.3997)		
<i>ΔEPS/Price_{t-1}</i>	0.4770*** (6.3480)		
<i>Non×ΔEPS/Price_{t-1}</i>	-0.2495* (-1.7503)		
<i>Non</i>	-0.0157 (-0.8499)	-0.0297 (-0.0603)	0.1352 (0.3106)
<i>Eps</i>		6.1510*** (13.7743)	5.2937*** (16.0958)
<i>BV</i>		2.3300*** (26.4847)	1.5715*** (24.6867)
<i>Non×Eps</i>		-1.7966** (-2.1145)	-1.2925** (-2.1329)
<i>Size</i>	-0.1046*** (-15.5741)	-4.1039*** (-16.1587)	-3.8128*** (-19.4579)
<i>LEV</i>	0.2564*** (9.6190)	9.7705*** (10.7370)	9.0232*** (12.3539)
<i>ROA</i>	0.2431*** (4.0401)	3.1686 (1.4606)	6.4434*** (3.7552)
<i>Growth</i>	0.0001*** (4.7878)	0.0002** (2.2823)	0.0001 (0.6670)
<i>Top1</i>	0.1021*** (2.5873)	-1.0860 (-0.7274)	1.0283 (0.8672)
<i>Dual</i>	0.0128 (1.4853)	0.3120 (1.2873)	0.1330 (0.6630)
<i>Mshare</i>	0.0009 (0.1351)	-0.5219 (-0.8119)	-0.0079 (-0.0140)

续表 5

变量	回报模型	更换样本期间	替换关键变量衡量方式
	AR	Price	
	(1)	(2)	(3)
Board	0.0035 (0.1367)	1.5009* (1.8577)	1.7345*** (2.8747)
Indep	-0.0652 (-0.8444)	0.1197 (0.0514)	-0.7255 (-0.4115)
常数项	1.9447*** (12.6821)	89.6965*** (15.6203)	82.7957*** (18.7646)
时间/个体固定效应	是	是	是
观测值	30470	34948	36542
R ²	0.0963	0.4442	0.4346

4. 中介机制检验

基于上述研究的理论分析,无实际控制人主要通过提高企业的代理成本、盈余操纵及经营风险从而导致盈余价值相关性水平下降。因此,本部分从代理问题(代理成本、盈余操纵)和企业风险视角解释无实际控制人对盈余价值相关性的负面影响。

对于股东与高管之间代理成本的衡量,现有文献主要采用管理费用率(王亮亮等,2021^[24];陈克兢,2019^[25])、在职消费(陈冬华等,2010)^[26]等指标衡量。在职消费从管理费用中剔除了董事、高管以及监事会成员薪酬等明显不属于在职消费项目后的金额。因此,在职消费更能反映高管的非货币性私有收益,尤其是非正常在职消费。基于以上因素的考虑,本部分借鉴权小锋等(2010)^[27]的研究,采用实际在职消费与正常在职消费的差额确定为超额在职消费金额,并采用超额在职消费与总资产的比率(*UnPerks*)衡量企业的代理成本。计算公式如下:

$$\frac{Perks_{it}}{Asset_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{Asset_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta sale_{it}}{Asset_{it-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{Asset_{it-1}} + \alpha_4 \frac{Inventory_{it}}{Asset_{it-1}} + \alpha_5 LnEmployee_{it} + \varepsilon \quad (5)$$

其中,*Perks_{it}*表示高管在职消费(管理费用中扣除董监高成员薪酬、计提的坏账准备、存货跌价准备、无形资产摊销等不属于在职消费项目后的金额);*Asset_{it-1}*表示上市公司*i*第*t-1*期期末的资产总额; $\Delta sale_{it}$ 表示上市公司*i*第*t*期与第*t-1*期主营业务收入的变动额;*PPE_{it}*表示上市公司*i*第*t*期固定资产净值;*Inventory_{it}*表示上市公司*i*第*t*期存货总值;*LnEmployee_{it}*表示上市公司*i*第*t*期企业雇佣的员工总数的自然对数。利用模型(5)进行分年度分行业回归,回归的因变量预测值表示正常的在职消费。

对于盈余操纵的衡量,本文借鉴 Dechow 等(1995)^[28]的研究方法,采用修正 Jones 模型估计的可操纵性应计利润的绝对值作为企业盈余操纵的衡量指标。其计算公式如下:

$$\frac{TA_{it}}{Asset_{it-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it}}{Asset_{it-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{Asset_{it-1}} + \varepsilon \quad (6)$$

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{Asset_{it-1}} - \left(\hat{\alpha}_1 \frac{1}{Asset_{it-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{Asset_{it-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{PPE_{it}}{Asset_{it-1}} \right) \quad (7)$$

其中,*TA_{it}*表示上市公司*i*第*t*期的总应计利润,等于营业利润减去经营活动产生的现金净流量的差额;*Asset_{it-1}*表示上市公司*i*第*t-1*期期末的资产总额; ΔREV_{it} 表示上市公司*i*第*t*期与第*t-1*期主营业务收入的变动额; ΔREC_{it} 表示上市公司*i*第*t*期与第*t-1*期应收账款的变动额;*PPE_{it}*表示上市公司*i*第*t*期期末固定资产原值。利用模型(6)进行分年度分行业回归,然后将估计出来的回归系数代入模型(7),得到可操控性应计利润*DA*。本文采用*DA*的绝对值|*DA*|衡量盈余操纵。

借鉴王竹泉等(2017)^[29]的研究,采用企业盈利的波动程度来衡量经营风险的大小。其计算公式如下:

$$\delta_{it} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T \left(E_{it} - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T E_{it} \right)^2}, \quad T = 4 \quad (8)$$

$$E_{it} = \frac{EBIT_{it}}{A_{it-1}}$$

其中, δ_{it} 表示第*i*家上市公司第*t*年的经营风险; $EBIT_{it}$ 表示第*i*家上市公司第*t*年的息税折旧摊销前利润; A_{it-1} 表示第*i*家上市公司第*t-1*年的总资产; $T=4$ 表示滚动4期计算企业的经营风险。利用第*t-4*年至*t-1*年($T=4$)的息税折旧摊销前利润率滚动取值的标准差计算经营风险(*Risk1*)。考虑到该方法计算的经营风险不服从正态分布,采用息税折旧摊销前利润率标准差的累积分布概率衡量企业经营风险(*Risk2*)。

本文参考 Du 和 Ma(2022)^[9]的研究方法,检验无实际控制人对企业代理成本、盈余操纵及经营风险的影响。如果无实际控制人能够显著增加代理成本、盈余操纵、经营风险,则表示通过机制检验。表6中第(1)列的回归结果显示,无实际控制人(*Non*)的系数在10%水平上显著为正,表明无实际控制人加剧了企业的代理成本;第(2)列的回归结果显示,无实际控制人(*Non*)的系数在10%的水平上显著为正,说明无实际控制人提升了企业盈余操纵行为;第(3)—(4)列的回归结果显示,无实际控制人(*Non*)的系数至少在5%水平上显著为正,表明无实际控制人增加了企业经营风险。从表6的回归结果来看,无实际控制人通过提高企业代理成本、盈余操纵及经营风险导致盈余价值相关性下降。

表6 无实际控制人与盈余价值相关性:中介机制检验

变量	<i>UnRerks</i>	<i> DA </i>	<i>Risk1</i>	<i>Risk2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Non</i>	0.0012* (1.7901)	0.0040* (1.6574)	0.0165*** (2.6784)	0.0401** (2.2125)
<i>Size</i>	-0.0033*** (-15.7824)	-0.0048*** (-5.7346)	0.0218*** (5.5193)	0.0203*** (2.8075)
<i>LEV</i>	0.0055*** (6.2134)	0.0362*** (10.0579)	-0.0045 (-0.4082)	-0.0240 (-0.9261)
<i>ROA</i>	0.0020 (1.2906)	-0.1114*** (-12.1336)	0.0435*** (2.6746)	-0.0087 (-0.2664)
<i>Growth</i>	0.0001 (-1.4738)	0.0142*** (11.3711)	-0.0001*** (-2.9796)	0.0002*** (9.1210)
<i>Top1</i>	-0.0012 (-0.8422)	0.0064 (1.1315)	0.1514*** (5.5847)	0.1696*** (3.6942)
<i>Dual</i>	0.0001 (0.2764)	0.0003 (0.2811)	-0.0013 (-0.4359)	0.0021 (0.2627)
<i>Mshare</i>	-0.0111*** (-9.4859)	-0.0267*** (-4.0477)	-0.0022 (-0.4061)	-0.0001 (-0.0051)
<i>Board</i>	0.0013 (1.4395)	-0.0016 (-0.4183)	0.0002 (0.0224)	0.0208 (0.8152)
<i>Indep</i>	-0.0010 (-0.3903)	-0.0066 (-0.5761)	0.0377 (1.3653)	0.0527 (0.8170)

续表 6

变量	<i>UnRerks</i>	$ DA $	<i>Risk1</i>	<i>Risk2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.0656*** (13.7921)	0.1080 (1.3422)	-0.4933*** (-5.5194)	-0.0893 (-0.5611)
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	31645	24549	24180	24180
R ²	0.0138	0.0319	0.0459	0.0058

五、进一步分析

1. 高管冒险行为的影响

根据高阶理论,管理者依据自身价值观、个性、认知模式和行为特征对企业内外部信息进行解读。因此,高管表现出的不同冒险决策会对企业财务行为产生差异性影响。贺小刚等(2022)^[30]研究认为,冒险行为不仅仅包含有助于实现企业创新动力的冒险行为,也包含非法或不道德的破坏性冒险行为。当高管对企业发展前景充满信心时,会对回报周期长的创新活动更感兴趣,提升高管冒险创新动力。当高管面临确定损失时,高管是损失规避者而不是财富的最大化追求者,更倾向于主动减少损失或者夺回失去的利益(March, 1991)^[31]。由此可见,创新投入的冒险倾向能够获得真正的创新绩效,提升企业业绩。而高管做出违背社会规范的冒险决策(Baucus, 1994)^[32],如财务误报(Harris和Bromiley, 2007)^[33]等破坏性活动,则无法帮助投资者做出正确决策。因此,本文推断,高管破坏性冒险行为增强了无实际控制人对盈余价值相关性的负面影响;创新冒险行为削弱了无实际控制人对盈余价值相关性的负面影响。本文借鉴贺小刚等(2022)^[30]的研究,将高管冒险行为分为进取式冒险和越轨式冒险。研发投入的创新活动视为高管的进取式冒险行为(*Inv*),并采用研发投入支出与营业收入的比值衡量。将租金占用作为高管占用公司财富的越轨式冒险行为(*Rent*),并采用其他应收款与总资产的比值来衡量。在模型(3)中分别加入*Inv*、*Inv*与*Eps*的交乘项(*Inv*×*Eps*)、*Inv*与*Non*的交乘项(*Non*×*Inv*)、*Inv*与*Eps*及*Non*的交乘项(*Non*×*Inv*×*Eps*),以及*Rent*、*Rent*与*Eps*的交乘项(*Rent*×*Eps*)、*Rent*与*Non*的交乘项(*Non*×*Rent*)、*Rent*与*Eps*及*Non*的交乘项(*Non*×*Rent*×*Eps*)。表7列示了高管冒险行为对无实际控制人与盈余价值相关性关系的影响。第(1)列中,无实际控制人与每股盈余与高管进取冒险行为的交乘项(*Non*×*Inv*×*Eps*)不显著;第(2)列中,无实际控制人与每股盈余与高管越轨式冒险行为的交乘项(*Non*×*Rent*×*Eps*)的系数在10%水平上显著为负。以上回归结果表明,高管越轨式冒险行为强化了无实际控制人与盈余价值相关性之间的负向关系。

表7 无实际控制人与盈余价值相关性:高管冒险行为的影响

变量	<i>Price</i>	
	(1)	(2)
<i>Eps</i>	5.9502*** (11.4927)	7.9015*** (16.5098)
<i>BV</i>	2.0588*** (20.8979)	2.2263*** (25.8933)
<i>Non</i>	0.7927 (1.3062)	0.1961 (0.3518)

续表 7

变量	Price	
	(1)	(2)
<i>Non×Eps</i>	-1.6592 (-1.4391)	-0.5525 (-0.5087)
<i>Non×Eps×Inv</i>	-0.1523 (-1.0648)	
<i>Non×Inv</i>	-0.1271 (-1.3083)	
<i>Eps×Inv</i>	0.3222*** (4.6555)	
<i>Inv</i>	0.0734 (1.4441)	
<i>Non×Eps×Rent</i>		-44.2982* (-1.6831)
<i>Non×Rent</i>		-17.8550 (-0.8778)
<i>Eps×Rent</i>		-113.8*** (-9.0163)
<i>Rent</i>		9.5687** (2.0129)
<i>Size</i>	-3.6347*** (-14.2764)	-4.0327*** (-17.5658)
<i>LEV</i>	8.8084*** (8.7533)	9.6832*** (11.2771)
<i>ROA</i>	0.0704 (0.0290)	6.4036*** (2.8943)
<i>Growth</i>	0.0007*** (5.5807)	0.0003*** (2.7202)
<i>Top1</i>	-0.8607 (-0.5568)	-0.8443 (-0.6169)
<i>Dual</i>	0.2365 (0.8759)	0.2496 (1.0590)
<i>Mshare</i>	1.7734 (1.2319)	-0.3706 (-0.5887)
<i>Board</i>	1.5565* (1.7831)	1.2362* (1.7054)
<i>Indep</i>	-0.3631 (-0.1443)	-1.2643 (-0.5830)
常数项	85.0955*** (14.8870)	92.6628*** (17.8773)
时间/个体固定效应	是	是
观测值	28555	37369
R ²	0.4532	0.4572

2. 区分无实际控制人类型

无实际控制人通常表现出股权结构相对分散的特征,但也存在无实际控制人股权结构较为集中的现象。例如,无实际控制人企业因其控股股东为无实际控制人,故宣称自己为无实际控制人。无实际控制人企业有无直接控股主体对公司治理效应及对高管监督的积极性均产生差异性影响。因此,无实际控制人是否存在控股股东对盈余价值相关性的影响也会存在显著差异。鉴于此,本文仅保留无实际控制人样本,将无控股股东的无实际控制人(*Kon*),取值为1;存在控股股东的无实际控制人(*Kon*),取值为0,考察不同类型的无实际控制人对盈余价值相关性的影响。表8中第(1)列列示了区分无实际控制人类型之后的实证结果,结果显示,*Kon*×*Eps*的系数在5%水平上显著为负。该实证结果表明,无实际控制人企业如果存在明确控股主体,能够发挥控股主体的监督作用提升无实际控制人企业的盈余价值相关性。

3. 股东关联关系

为了进一步了解无实际控制人对企业财务行为的影响,本部分深入分析了无实际控制人的形成原因。通常情况下,股权之间的转让、变更导致企业形成无实际控制人状态,然而,也存在部分“利益团体”^①利用无实际控制人的外壳进行利润腾挪、盈余操纵,既享受利益又能够架空监管。该种模式使最终获利者在法律层面实现了与企业的切割,免除其与企业法律诉讼的连带责任,甚至可以将企业的风险与责任转移给中小股东(邓博夫等,2023)^[34],导致企业日常运营中出现有控制而无责任的乱象。因此,本文根据无实际控制人企业披露的一致行动人协议信息,确定股东间是否存在强势关联关系(*Con*)。第一大股东^②持股比例大于等于其他股东持股比例之和的,*Con*取值为1,否则为0,检验无实际控制人企业前十大股东关联关系对盈余价值相关性的影响。回归结果如表8第(2)列所示,*Con*×*Eps*的系数在5%水平上显著为负。回归结果表明,无实际控制人企业前十大股东存在强势关联关系降低了盈余价值相关性。

表8 无实际控制人与盈余价值相关性:区分无实际控制人类型、股东关联关系

变量	Price	
	(1)	(2)
<i>Eps</i>	-1.2044 (-0.8578)	-1.6471 (-1.3213)
<i>BV</i>	1.9656*** (6.7978)	2.0320*** (5.8008)
<i>Kon</i>	1.0359 (0.4302)	
<i>Kon</i> × <i>Eps</i>	-2.6122** (-2.1148)	
<i>Con</i>		2.1091 (1.5531)
<i>Con</i> × <i>Eps</i>		-2.3268** (-1.9887)
<i>Size</i>	-5.3394*** (-2.9278)	-6.0162*** (-2.8004)

① 针对无实际控制人存在“利益团体”的探讨,现有研究认为,无实际控制人企业容易成为壳公司,其主要为了规避实际控制人承担的义务而隐瞒实际控制人情况。石青梅等(2022)的研究同样认为,无控股股东且无实际控制人的上市公司,前十大股东存在关联关系或隐性控制链能够加剧企业内部控制重大缺陷。

② 该部分第一大股东为汇总前十大股东一致行动人持股信息后重新形成的第一大股东。

续表 8

变量	Price	
	(1)	(2)
<i>LEV</i>	10.0865** (2.1199)	12.0935** (2.4211)
<i>ROA</i>	41.5500*** (4.8323)	39.2027*** (4.0979)
<i>Growth</i>	0.0020** (2.4764)	0.0025*** (2.9163)
<i>Top1</i>	-1.7023 (-0.2291)	-6.8343 (-0.7897)
<i>Dual</i>	-0.8975 (-1.0808)	-0.1202 (-0.1309)
<i>Mshare</i>	15.6062* (1.6741)	18.9665** (2.0477)
<i>Board</i>	3.1074 (0.8974)	3.8093 (1.0963)
<i>Indep</i>	5.2463 (0.8257)	5.6148 (0.6453)
常数项	34.6429 (0.9569)	67.1099 (1.5220)
时间/个体固定效应	是	是
观测值	1436	1436
R ²	0.4319	0.4066

4. 国有股东的影响

国有资本参股使国家成为了企业的股东,国有股东通过委派董监高的形式参与企业经营,有利于完善民营企业内部控制,提高公司治理的有效性。国有资本参股缓解了股东与高管之间的信息不对称(余汉等,2017)^[35],对管理层决策行为实施有效监管(钱爱民等,2023)^[36]。由此可见,企业处于无实际控制人状态下,国有股权参股能够抑制高管短视行为,增强盈余价值相关性。本部分选取无实际控制人企业前三大国有股东是否参股(*Par3*)、前三大国有股东参股比例(*Partatio3*)以及前五大国有股东是否参股(*Par5*)、前五大国有股东参股比例(*Partatio5*)分别检验国有股权参股对盈余价值相关性的影响。表9中第(1)列的回归结果显示,前三大国有股东参股与每股盈余的交乘项(*Par3×Eps*)系数为3.5518,并在1%水平上显著;第(2)列的回归结果显示,前三大国有股东参股比例与每股盈余的交乘项(*Partatio3×Eps*)系数为0.3948,并在1%水平上显著为正。回归结果表明,无实际控制人状态下前三大国有股权参股能够发挥监督作用,提高了企业盈余价值相关性。第(3)–(4)列的回归结果显示,前五大国有股东参股与每股盈余的交乘项(*Par5×Eps*)以及前五大国有股东参股比例与每股盈余的交乘项(*Partatio5×Eps*)系数均在1%水平上显著为正。以上回归结果表明,无实际控制人状态下,前三大、前五大股东具有国有背景能够显著提升盈余价值相关性。

表9 无实际控制人与盈余价值相关性:国有股东的影响

变量	Price			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Eps</i>	3.5277** (2.3243)	1.1390 (0.6613)	3.2770** (2.2022)	1.1218 (0.6569)

续表 9

变量	Price			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BV</i>	2.0322*** (7.5046)	2.0776*** (6.3940)	1.9947*** (7.3009)	2.0562*** (6.5236)
<i>Par3</i>	-0.6861 (-0.6268)			
<i>Par3×Eps</i>	3.5518*** (2.6283)			
<i>Partatio3</i>		-0.1386*** (-2.6606)		
<i>Partatio3×Eps</i>		0.3948*** (3.3637)		
<i>Par5</i>			-0.7220 (-0.6443)	
<i>Par5×Eps</i>			4.9401*** (3.2700)	
<i>Partatio5</i>				-0.1420*** (-2.6375)
<i>Partatio5×Eps</i>				0.4175*** (3.6794)
<i>Size</i>	-6.0735*** (-3.2269)	-5.8477*** (-3.0577)	-6.1061*** (-3.3634)	-5.8364*** (-3.0981)
<i>LEV</i>	12.1308** (2.4202)	11.3562** (2.3361)	11.8398** (2.3339)	11.2473** (2.3064)
<i>ROA</i>	5.9279 (0.7919)	15.8605 (1.4569)	6.2710 (0.8293)	15.8923 (1.4716)
<i>Growth</i>	0.0038*** (3.8181)	4.1176*** (4.1014)	0.0034*** (3.4795)	4.0859*** (4.1028)
<i>Top1</i>	-10.2786 (-1.4584)	-9.7857 (-1.3530)	-8.4852 (-1.2174)	-9.4714 (-1.3203)
<i>Dual</i>	-0.3702 (-0.4476)	-0.3658 (-0.4818)	-0.4769 (-0.5668)	-0.4115 (-0.5340)
<i>Mshare</i>	15.0657 (1.6260)	14.1128 (1.5432)	14.2014 (1.4750)	13.6887 (1.4695)
<i>Board</i>	1.0894 (0.3156)	-0.0555 (-0.0159)	1.4646 (0.4538)	-0.0414 (-0.0120)
<i>Indep</i>	2.6792 (0.3074)	-2.2794 (-0.2445)	3.5756 (0.4207)	-2.1111 (-0.2274)
常数项	150.5376*** (3.5463)	149.6961*** (3.3887)	149.2343*** (3.6159)	149.3267*** (3.4118)
时间/个体固定效应	是	是	是	是
观测值	1436	1436	1436	1436
R ²	0.4747	0.4674	0.4803	0.4695

六、结论与启示

1. 研究结论

本文从企业盈余信息决策有用的视角研究了无实际控制人对盈余价值相关性的影响。具体而言,无实际控制人降低了盈余价值相关性。机制检验表明,企业处于无实际控制人状态下,增加了股东与高管之间的代理问题并提升了企业经营风险,从而降低了盈余价值相关性。进一步研究发现,高管越轨式冒险行为强化了无实际控制人对盈余价值相关性的负面影响。只保留无实际控制人样本后发现,相较于存在控股股东的无实际控制人而言,无控股股东的无实际控制人降低了盈余价值相关性;前十大股东存在强势关联关系降低了盈余价值相关性;前三大股东、前五大股东具有国有股权背景,能够改善企业盈余价值相关性。

2. 启示与建议

结合本文的研究结论,从以下三个层面提出相关的对策建议:

第一,企业层面。首先,规范无实际控制人企业职业经理人制度,缓解股东与高管之间的代理问题。本文发现,代理问题是无实际控制人影响盈余价值相关性的重要路径。因此,应当进一步规范职业经理人聘任制度和薪酬管理制度,通过任职规定和薪酬激励约束高管机会主义行为。在企业内部鼓励高管发扬企业家精神,减少高管冒险激进行为。其次,企业处于无实际控制人状态下,易出现股权争夺,导致企业持续盈利能力下降。因此,无实际控制人企业内部应当建立有效和完善的公司治理机制,预防企业实际控制人缺失造成被恶意并购的风险。最后,本文研究发现国有股权参股能够改善企业盈余价值相关性。无实际控制人企业应当积极寻求与国有资本合作,不仅有助于增强企业内部治理能力,而且能够有效抑制高管机会主义行为。

第二,监管层面。首先,监管部门可以鼓励或者指定视同实际控制人,承担起实际控制人的责任。我国《公司法》已经明确了实际控制人的法律责任,若上市公司不存在实际控制人,对无实际控制人企业的追责难度更大。因此,监管部门可以鼓励无实际控制人成为实际控制人或者指定视同实际控制人。例如,对于能够在董事会、管理层派出重要岗位的股东,可以认定或视同实际控制人;董事长、总经理、财务总监、董事会秘书等重要岗位在一定程度上能够对企业实施控制,可以将肩负重要岗位职责的负责人认定或视同实际控制人;无实际控制人企业前三大、前五大股东可以认定或视同实际控制人。其次,加强外部监督执法力度。监管部门一般对实际控制人的行为比较重视,然而,对无法明确区分股份转让自然形成的无实际控制人以及为逃避监管控制主动形成的无实际控制人关注不够。因此,对于无实际控制人企业的日常监管应该审慎、从严。

第三,政策制定层面。首先,针对无实际控制人企业制定较严格的规章制度。譬如,董监高减持规定应当在常规减持规定的基础上执行更严格的标准等。其次,从政策支持角度出发,对于一些优质的无实际控制人企业,可以相对放开严格管控,最大程度上发挥职业经理人和企业家特质。对于可能成为壳公司的无实际控制人,应当明确企业实质性股东资质及股权信息,并加强对该类型无实际控制人企业的评估和风险预警。此外,考虑到无实际控制人企业易发生控制权争夺,建议对无实际控制人企业推行双重股权结构,不仅有助于无实际控制人企业维持控制权稳定,而且有利于无实际控制人企业长期稳定发展。

参考文献

- [1]郑志刚.从万科到阿里:分散股权时代的公司治理[M].北京大学出版社,2017.
- [2]彭爱武,张新民,杨道广.企业资源配置战略与盈余价值相关性[J].北京:经济理论与经济管理,2020,(6):87-98.
- [3]毕立华,罗党论.无实际控制人与中小投资者保护——来自中国资本市场的经验证据[J].广州:金融经济研究,2021,(6):113-129.

- [4]王琬婷,唐雪松,石翔燕.问询函监管对资本市场信息甄别的效果——基于盈余价值相关性的研究[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2022,(10):73-92.
- [5]彭情,唐雪松.流言招来的“是非”:股市传闻与盈余价值相关性[J].北京:管理世界,2019,(3):186-204.
- [6]武鹏,杨科,蒋峻松,王海林.企业ESG表现会影响盈余价值相关性吗?[J].上海:财经研究,2023,(6):137-152,169.
- [7]胡志勇,徐建挺,黄琼宇,余思明.信任与盈余价值相关性[J].北京:会计研究,2020,(5):48-61.
- [8]洪康隆,邵帅,吕长江.实际控制人行业专长与公司创新[J/OL].天津:南开管理评论,2023,http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20230616.1133.002.html.
- [9]Du,S.Z.,and L.F.Ma.Non-actual Controllers and Corporate Innovation: Evidence from China[J].China Journal of Accounting Research,2022,15,(3),100253.
- [10]刘佳伟,周中胜.企业无实际控制人与审计收费[J].北京:审计研究,2021,(3):51-61.
- [11]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].重庆:改革,2020,(3):150-159.
- [12]叶康涛,张姗姗,张艺馨.企业战略差异与会计信息的价值相关性[J].北京:会计研究,2014,(5):44-51,94.
- [13]陈丽红,张呈,张龙平,牛艺琳.关键审计事项披露与盈余价值相关性[J].北京:审计研究,2019,(3):65-74.
- [14]李虹,田马飞.内部控制、媒介功用、法律环境与会计信息价值相关性[J].北京:会计研究,2015,(6):64-71,97.
- [15]陈俊,陈汉文.公司治理、会计准则执行与盈余价值相关性——来自中国证券市场的经验证据[J].北京:审计研究,2007,(2):45-52.
- [16]方红星,段敏.内部控制信息披露对盈余价值相关性的影响——来自A股上市公司2007—2011年度的经验数据[J].南京:审计与经济研究,2014,(6):56-64.
- [17]罗劲博.实际控制人居于“幕后”会提高盈余管理程度吗——来自民营上市公司的证据[J].南昌:当代财经,2023,(1):146-156.
- [18]石青梅,王梦圆,孙梦娜.双无控制与内控重大缺陷研究[J].南京:审计与经济研究,2022,(6):49-59.
- [19]Johnson,S.,L.R.Porta,and F.L.Silanes, et al.Tunneling[J].American Economic Review,2000,90,(2):22-27.
- [20]孙淑伟,陆敏敏,杨玉龙.国有企业聘用职业经理人能改善企业信息环境吗?——来自分析师预测的证据[J].上海:外国经济与管理,2023,(2):41-56.
- [21]郭照蕊,黄俊.公司多元化经营与会计信息价值相关性——来自中国证券市场的经验证据[J].北京:中央财经大学学报,2020,(1):58-69.
- [22]王琬婷,唐雪松,石翔燕.问询函监管对资本市场信息甄别的效果——基于盈余价值相关性的研究[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2022,(10):73-92.
- [23]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].北京:管理世界,2020,(8):163-178.
- [24]王亮亮,张海洋,张路,郭希孺.子公司利润分回与企业集团的代理成本——基于中国资本市场“双重披露制”的检验[J].北京:会计研究,2021,(11):114-130.
- [25]陈克兢.非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J].天津:南开管理评论,2019,(4):161-175.
- [26]陈冬华,梁上坤,蒋德权.不同市场化进程下高管激励契约的成本与选择:货币薪酬与在职消费[J].北京:会计研究,2010,(11):56-64,97.
- [27]权小锋,吴世农,文芳.管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J].北京:经济研究,2010,(11):73-87.
- [28]Dechow,P.M.,R.G.Sloan,and A.P.Sweeney.Detecting Earnings Management[J].Accounting Review,1995,70,(2):193-225.
- [29]王竹泉,王贞洁,李静.经营风险与营运资金融资决策[J].北京:会计研究,2017,(5):60-67,97.
- [30]贺小刚,贾植涵,彭屹,李新春.财富预期与企业家冒险行为:进取还是越轨?[J].北京:管理世界,2022,(10):226-243.
- [31]March,J.G.How Decisions Happen in Organizations[J].Human-computer Interaction,1991,(2):95-117.
- [32]Baucus,M.S.Pressure, Opportunity and Predisposition: A Multivariate Model of Corporate Illegality[J].Journal of Management,1994,20,(4):699-721.
- [33]Harris,J.,and P.Bromiley.Incentives to Cheat: The Influence of Executive Compensation and Firm Performance on Financial Misrepresentation[J].Organization Science,2007,18,(3):350-367.
- [34]邓博夫,董雅浩,吉利.诉讼风险与法定代表人身份转出——基于第二类代理问题的检验[J].天津:南开管理评论,2023,(2):108-119.
- [35]余汉,杨中仑,宋增基.国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J].上海:财经研究,2017,(4):109-119.
- [36]钱爱民,吴春天,朱大鹏.民营企业混合所有制能促进实体经济“脱虚返实”吗[J].天津:南开管理评论,2023,(1):134-147.

Non-actual Controllers and the Value Relevance of Earnings

TIAN Kun-ru¹, LI Yan-su¹, XUE Kun-kun²

(1.School of Accountancy,Tianjin University of Finance and Economics,Tianjin,300222,China;

2.School of Business,Zhengzhou University,Zhengzhou,Henan,450001,China)

Abstract: The actual controller, a “key minority” in listed companies, plays a crucial role in improving the level of corporate governance and enhancing the quality of listed companies. With the basic establishment of China’s multi-level capital market, corporate ownership structure has become increasingly diversified, and the emergence of companies without actual controllers has attracted significant attention from investors. This phenomenon is more common in developed western capital markets, where listed companies typically exhibit highly dispersed ownership structures. To a certain extent, the growing number of Chinese companies without actual controllers is a natural phenomenon in the process of the capital market’s transition from the “emerging and switching” stage to the mature market. Companies without an actual controller exhibit different forms, including absolutely dispersed equity type, relatively dispersed equity type, shareholder balance type, and upper-level shareholders without actual controller type. The non-actual controllers lead to the restructuring of corporate governance models, which exerts a certain impact on corporate behavior. Based on the above considerations, what impact do non-actual controllers have on the value relevance of earnings?

Based on the perspective of corporate value relevance, this paper chooses the China’s A-share non-financial listed companies from 2007 to 2021 as samples to examines the impact of non-actual controllers on value relevance of earnings. The research findings indicate that the net earnings of non-actual controllers companies have less value relevance than that of companies with actual controllers. The mechanism test shows that the non-actual controllers increase agency problems between shareholders and executives as well as raise operating risks, thereby reducing the relevance of earnings value. Senior executives’ deviant risk-taking behavior significantly enhances the negative impact of having non-actual controllers on the value relevance. The net earnings of non-actual controllers without controlling shareholders is lower than that of non-actual controllers with controlling shareholders. The top ten shareholders have affiliated relation in the non-actual controllers, which provides convenient conditions for their hidden interests and motives, leading to a decrease value relevance. The participation of state-owned equity in the top three and top five shareholders without actual controllers can improve the value relevance of earnings. The above research conclusions indicate that companies with non-actual controllers currently face significant governance risks, which worsen the quality of earnings information.

The non-actual controllers pose serious challenges to the monitoring and supervision of China’s listed companies. Based on the research conclusions, this paper provides important implications for improving the modern enterprise system with Chinese characteristics and preventing the governance risks without actual controllers. Firstly, this paper provides a theoretical basis for strengthening the effective supervision of the capital and promoting the healthy development of the capital market. We find that companies without actual controllers tend to have lower value relevance, highlighting the necessity for regulatory authorities to pay attention to such companies in China. Considering that the companies without actual controllers are more susceptible to “Barbaric Invasion” of capital and are more likely to become shells driven by capital interests, regulatory authorities should strengthen effective supervision of such companies, regulate and guide all kinds of capital, as well as provide guarantees for improving the quality of accounting information and achieving high-quality development of listed companies. Additionally, the findings can help external investors gain a deeper understanding of the phenomenon of non-actual controller, enabling them to fully recognize both the governance advantages and governance risks associated with such entities from a micro perspective of financial behavior. This paper provides strong support for safeguarding the interests of external investors and achieving high-quality development in capital markets.

Key Words: non-actual controllers; value relevance of earnings; agency problem; operating risk

JEL Classification: D22, G32, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.06.008

(责任编辑:张任之)