

大股东持股对商誉减值规避的影响研究

韩宏稳

(上海大学管理学院, 上海 200444)

摘要: 商誉减值规避会透支公司未来业绩增长, 损害投资者权益, 因而考察商誉减值规避的影响因素具有重要意义。本文基于我国A股上市公司的样本数据, 以股权结构为切入点, 探讨大股东持股比例对商誉减值规避的影响。研究结果表明, 大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的抑制作用, 这与“监督效应”和“利益协同效应”的理论预期一致。异质性检验发现, 大股东持股在非国有企业和信息不对称程度较高公司中更能抑制商誉减值规避; 中国证监会2017年发布减值新规后, 随着持股比例的提升, 大股东更能约束企业商誉减值规避程度。本文发展了商誉减值和大股东持股的相关文献成果, 对于加强商誉减值事项监管、促进资本市场健康发展具有重要启示。

关键词: 股权结构; 大股东持股比例; 产权性质; 信息不对称; 商誉减值规避

Abstract: Goodwill impairment avoidance could overdraw the firm's future performance growth and harm investors' rights and interests. Therefore, it is of great significance to explore the determinants of goodwill impairment avoidance. From the perspective of ownership structure, this paper investigates the impact of the shareholding ratio of major shareholders on goodwill impairment avoidance, using the sample data of China's A-share listed companies. The results show that the shareholding ratio of major shareholders has a significant inhibitory effect on goodwill impairment avoidance, consistent with the theoretical predictions of the "monitoring effect" and "alignment effect". Heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect on goodwill impairment avoidance of the major shareholder ownership is more significant for non-state-owned firms and for firms with higher levels of information asymmetry. In addition, after the China Securities Regulatory Commission issued new regulations on the reduction of shareholding in 2017, major shareholders are more able to constrain the degree of goodwill impairment avoidance as their shareholding ratio increases. The conclusions expand the literature related to goodwill impairment and major shareholder ownership and have important insights for strengthening the supervision of goodwill impairment and promoting the healthy development of the capital market.

Key words: ownership structure, shareholding ratio of major shareholders, property nature, information asymmetry, goodwill impairment avoidance

作者简介: 韩宏稳, 管理学博士, 上海大学管理学院讲师, 研究方向: 会计信息、并购重组与资本市场。

中图分类号: F275 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告强调, “高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。并购重组作为引导市场资源重新配置的主要方式, 是服务国家经济发展战略和落实党的二十大精神的重要举措。然而, 由于并购双方之间天然的信息缺口, 并购交易中高估值、高溢

价、高业绩承诺的现象屡见不鲜。这种“三高”现象助推并购商誉规模陡增。据Wind数据库统计, 我国A股市场商誉规模从2007年的417.09亿元快速攀升到2022年的12282.12亿元。这些日益高企的商誉引发的后续减值问题不容忽视。

我国现行会计准则为了更好地反映商誉的经济实质, 对商誉后续处理引入减值测试方法, 取代过去的定

期摊销方式。而以原则为导向的减值测试制度下,企业对于资产组的划分、商誉的分摊、可收回金额的预测等方面具有较高的自由裁量权,容易出现商誉减值确认不及时的现象。Han and Tang(2020)的研究发现,规避商誉减值的及时确认会损害企业未来业绩增长,提升公司股价崩盘风险,而且这些不利影响具有较长的持续性。近年来,我国财政部和证监会相继发文,明确强调要加强商誉减值事项监管。因此,探讨如何抑制商誉减值规避现象,对于保护企业和投资者的利益、促进资本市场高质量发展具有重要的现实价值。

目前,学界主要考察了管理者、董事、分析师等主体在企业商誉减值规避中的作用,较少有学者探讨股东行为对商誉减值规避的影响(韩宏稳,2022)。仅有Glaum et al.(2018)分析了机构投资者持股比例能否替代国家会计审计制度执行力度对商誉减值不及时现象产生抑制作用,而对企业大股东的影响缺乏探讨。不同于西方发达国家,我国资本市场公司股权结构较为集中,大股东(指公司第一大股东)实际控制和影响企业的决策活动(Jiang et al., 2010)。那么,大股东持股比例能否对公司商誉减值规避产生影响?若存在影响,大股东在其中扮演何种角色?发挥怎样的作用?

理论上,大股东持股比例对商誉减值规避的影响可能具有多重效应。一是“短视效应”。大股东持股比例越高,当期利益因商誉减值确认而减损的越严重,因而越有动机去规避商誉减值及时确认。二是“隧道效应”。随着持股比例的增加,大股东越有能力通过隧道行为攫取私有收益,为了掩盖隧道行为带来的业绩不佳,大股东很可能会选择推迟商誉减值确认。三是“监督效应”。随着持股比例的提升,大股东更有动力监督管理者商誉减值规避的自利行为。四是“利益协同效应”。随着大股东持股比例的上升,大股东与中小股东的利益趋于一致,能够减少隧道行为,从而降低商誉减值规避。两者关系中究竟是何种影响效应占主导地位,理论上无法确定,有待实证检验。

本文选择2008—2020年我国A股上市公司为样本,发现随着大股东持股比例的上升,商誉减值规避程度有显著的下降,这支持了“监督效应”和“利益协同效应”,但不支持“短视效应”和“隧道效应”。异质性

检验发现,大股东持股比例在非国有企业和信息不对称水平较高的公司中更加能降低商誉减值规避;2017年中国证监会发布减持新规后,大股东持股对商誉减值规避的抑制作用更加显著。

本文的主要贡献在于:第一,发展了商誉减值的相关研究。一方面,本文结合商誉是否需要减值以及需要减值程度,考察商誉减值规避问题,有助于推进该领域的研究深度;另一方面,本文从股权结构角度,考察大股东持股比例对商誉减值规避的影响,为商誉减值研究领域提供了新的视角。第二,丰富了大股东持股如何影响企业会计决策方面的文献成果。尽管有学者分析了大股东持股在企业会计决策中的影响作用,但这些文献更多是考察大股东持股对会计决策后果方面的影响,较少有直接考察大股东持股对会计决策本身的影响。本文考察大股东持股对企业商誉减值决策的影响及其作用机制,有助于补充大股东在具体会计决策中作用的文献成果。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

1.商誉减值规避的影响因素

商誉减值规避是指企业商誉需要减值、但未计提或少计提减值的情况(韩宏稳,2022)。目前,文献对商誉减值规避影响因素的研究主要集中于以下方面:第一,管理者薪酬。已有文献发现,当公司实施与业绩相关的奖励计划时,管理者为了获得物质奖励,倾向于规避商誉减值的及时确认(Beatty and Weber, 2006; Ramanna and Watts, 2012; Glaum et al., 2018)。第二,管理者声誉。以往研究主要从管理者任期和管理者变更两个角度,考察管理者声誉对商誉减值规避的影响。基于管理者任期角度的文献认为,管理者任期越久,并购商誉越可能是其任期内形成的,若计提减值,说明管理者过去做出的并购决策是失败的,因而管理者为了维护自身声誉,倾向于推迟商誉减值确认(Ramanna and Watts, 2012)。基于管理者变更角度的文献认为,管理者发生变更,新上任的管理者会确认较多的商誉减值,以避免前任管理者任期内形成的商誉在其任期内发生减值,损害自己声誉;反之,若管理者没有变更,管理者为了维护声誉,不愿及时确认商誉减值损失(Glaum et al., 2018; 张东旭和曹

瑾, 2020)。第三, 风险因素。现有文献发现, 当公司债务违约风险和退市摘牌风险较高时, 商誉减值规避可能性越大(Beatty and Weber, 2006; Ramanna and Watts, 2012)。第四, 治理机制。已有研究表明, 国家层面会计审计制度(Glaum et al., 2018; Gros and Koch, 2020)、机构投资者持股(Glaum et al., 2018)、董事任期(Gros and Koch, 2020)、分析师跟进(Ayres et al., 2019)、公司治理水平(Kabir and Rahman, 2016)能够促进企业更及时确认商誉减值, 减少商誉减值规避。

2. 大股东持股比例的经济后果

以往文献发现, 大股东持股比例对企业决策以及组织后果主要有正反两方面的作用。第一种观点认为, 大股东持股比例的提高, 有助于缓解股东与管理者之间的代理问题, 约束管理层的自利行为, 对企业产生积极的影响。比如, Margaritis and Psillaki(2010)的研究指出, 随着持股比例增加, 大股东可以监督管理者的非效率投资, 提升公司价值。Chen et al.(2014)的研究发现, 大股东持股比例的提升可以约束管理层的短视行为, 加大对企业创新活动的投入, 提高企业创新输出。王化成等(2015)的研究表明, 大股东持股比例增加可以抑制管理者隐藏负面消息动机, 降低公司未来股价崩盘风险。赵康生等(2017)的研究得出, 大股东持股比例提升有助于降低公司诉讼风险。潘凌云和董竹(2020)的研究表明, 大股东持股比例增加对企业生产率具有提升作用。

第二种观点认为, 大股东持股比例的增加可能会引发大股东与小股东之间的代理问题, 大股东凭借着其对企业的控制能力, 通过隧道行为侵占小股东的利益, 对企业产生消极影响。比如, Johnson et al.(2000)、姜国华和岳衡(2005)指出, 大股东可以通过金字塔股权结构、交叉持股、关联交易、资金占用、股利政策、并购重组等方式, 以牺牲小股东利益为代价, 来获取自身私利的最大化。Jiang et al.(2010)、李文洲等(2014)、Bao and Lewellyn(2017)的进一步研究发现, 大股东为了掩盖其隧道行为, 会降低经理人业绩薪酬敏感性、实施盈余操纵, 导致企业价值减损。

(二) 研究假设

包括我国在内的大多数国家资本市场股权结构相对较为集中, 大股东对企业的决策及其后果具有重要影

响。令人遗憾的是, 鲜有文献结合该实际情况, 考察大股东在企业商誉减值规避中扮演的角色与作用。为此, 本文基于股权结构视角, 探讨企业商誉减值规避现象背后是否存在大股东的影响。结合以往研究的成果, 随着持股比例的提高, 大股东既可能对企业产生有利的影响, 也有可能对企业产生不利的影响, 可以预期大股东持股比例对公司商誉减值规避可能存在多重影响效应。

一是“短视效应”。商誉减值作为一项损失, 直接计入当期损益, 会降低公司当期会计业绩, 引发市场消极反应(张新民等, 2020)。潘红波等(2019)指出, 市场和投资者往往会放大商誉减值的负面影响, 也会因此质疑企业的财务信息质量, 对企业未来前景产生悲观预期, 致使股价短期内快速下降。公司当期会计盈余的减少和股价的下跌会致使大股东的利益受损, 一方面是商誉减值造成的股价下滑会导致大股东的股票财富缩水, 另一方面是商誉减值造成的盈余降低会导致大股东可能的分红减少。大股东持股比例越高, 商誉减值对大股东造成的短期利益损失越严重。因而, 随着持股比例的提升, 大股东为了维护短期的自身利益不受到减损, 有动机去选择规避商誉减值的及时确认。本文称之为“短视效应”。

二是“隧道效应”。已有不少研究证实, 随着持股比例的增加, 大股东更加容易控制企业, 通过关联交易、资源占用等隧道手段, 攫取控制权私有收益(Jiang et al., 2010)。为了粉饰这些隧道行为导致的业绩不佳, 大股东往往会控制企业实施向上盈余管理(高雷和张杰, 2009)。商誉减值规避作为向上盈余操纵的一种重要手段, 相比应收账款、固定资产等应计盈余方式, 更为复杂和难以核实, 隐蔽性更强(Han et al., 2021)。因而, 随着大股东持股比例的增加, 大股东容易一股独大, 更加有能力实施隧道挖掘行为, 谋取控制权私有收益, 并利用隐蔽性较高的商誉减值规避方式来掩盖其隧道行为。本文称之为“隧道效应”。

三是“监督效应”。以往研究表明, 企业商誉减值决策中存在管理者自利行为。管理者基于报酬和声誉的考虑, 有强烈的动机去规避商誉减值及时确认(Beatty and Weber, 2006; Ramanna and Watts, 2012; Glaum et al., 2018; 张东旭和曹瑾, 2020)。然而, 管理者通过规避商誉减值谋求私利, 对应的损失却由股东来承担。比

如,管理者通过推迟商誉减值损失确认来达到股权行权条件,或者获得本不该发放的业绩薪酬,这些都会直接损害股东的利益。更为重要的是,商誉减值规避对公司未来业绩与股价会产生较为持久的破坏影响(Han and Tang, 2020),由于管理者的任期和责任双重有限,这些事后损失难以被追责,只能由股东来买单。大股东持股比例越高,在管理者商誉减值规避自利行为中所承担的损失越大,因此,大股东为了维护自身长期利益,更加有动机监督管理者在商誉减值中的自利行为,降低商誉减值规避程度。同时,随着大股东持股比例的提升,监督成本的外部性下降,有助于缓解“搭便车”现象,大股东也更有动力去监督管理者商誉减值规避的机会主义行为。本文称之为“监督效应”。

四是“利益协同效应”。有部分研究指出,大股东持股比例与资金占用等隧道行为呈现先增后减的非线性关系(李增泉等, 2004; Yu, 2013)。这说明,尽管随着持股比例的增加,大股东隧道挖掘能力得以提升,但隧道挖掘的边际收益在递减。因此,随着大股东持股比例的上升,大股东隧道挖掘的意愿会下降,大股东粉饰其隧道行为的商誉减值规避会相应在一定程度上减少。同时,大股东与中小股东的利益更加趋于一致,大股东更能以企业所有者的身份,监督管理者在商誉减值决策中自利行为,降低企业商誉减值规避。本文称之为“利益协同效应”。

综上所述,大股东持股比例对商誉减值规避存在多重影响效应。基于“短视效应”和“隧道效应”,大股东持股比例对企业商誉减值规避具有显著的正向影响;而基于“监督效应”和“利益协同效应”,大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的负向影响。究竟是何种影响效应占据主导地位,需要实证检验。为此,本文提出以下两个竞争性假设:

H1a: 大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的正向影响作用。

H1b: 大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的负向影响作用。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

我国2007年执行的新会计准则首次将商誉从无形资

产中剥离出来,单列为一项资产科目,对商誉后续计量采取减值测试方法,取代过去定期摊销方式。首年度内,公司披露的商誉信息更多是对以往商誉的调整,很可能会致使研究样本存在噪音(徐经长等, 2017)。为此,本文以2008年作为起始年份,选取2008—2020年我国A股上市公司为初始研究样本。参考以往研究的做法,本文依据如下原则进行数据筛选:剔除金融行业公司样本;剔除ST公司样本;剔除商誉原值为零的公司样本;剔除净资产为负和数据缺失的样本。本文的商誉减值数据来源于Wind数据库,其他研究变量数据来源于CSMAR数据库。为消除极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量进行上下1%分位数的缩尾处理。

(二)变量定义

1.商誉减值规避

商誉减值规避是商誉需要减值却没计提或者少计提的行为。因而,测度商誉减值规避的难点在于如何计量出商誉需要多大程度减值,即经济减值。本文借鉴韩宏稳和杨世信(2023)的思路,首先回到商誉本身,通过模型测度商誉的经济价值;其次计算商誉账面价值与其经济价值的偏离度,识别出商誉需要多大程度减值;最后结合商誉确认的会计减值,将其低于商誉经济减值的差额作为商誉减值规避的度量指标。具体如下所示:

第一步,通过构建下列模型(1),计量商誉的经济价值:

$$GW_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta SALE_adj_{i,t} + \beta_2 \Delta PreROA_adj_{i,t} + \beta_3 \Delta RET_adj_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量为公司商誉原值 $GW_{i,t}$;解释变量包括公司当期的财务指标($\Delta SALE_adj_{i,t}$ 、 $\Delta PreROA_adj_{i,t}$)和市场指标($RET_adj_{i,t}$)。

基于模型(1)回归得到的估计参数 β_0^* 、 β_1^* 、 β_2^* 和 β_3^* ,运用式(2)计算得到公司年度商誉的经济价值 $GW_{i,t}^*$:

$$GW_{i,t}^* = \beta_0^* + \beta_1^* \Delta SALE_adj_{i,t} + \beta_2^* \Delta PreROA_adj_{i,t} + \beta_3^* \Delta RET_adj_{i,t} \quad (2)$$

第二步,运用式(3),计算出公司年度商誉需要在多大程度上进行经济减值 $GWIMP_eco_{i,t}$:

$$GWIMP_eco_{i,t} = GW_{i,t} - GW_{i,t}^* \quad (3)$$

第三步,根据公司年度披露的商誉减值信息,得出商誉会计减值($GWIMP_aco_{i,t}$),再对比上述算出的商誉经济减值($GWIMP_eco_{i,t}$),即可计算出商誉减值规避程度($GWIMPA_{i,t}$)。若 $GWIMP_eco_{i,t}$ 高于 $GWIMP_aco_{i,t}$,则 $GWIMPA_{i,t} = GWIMP_eco_{i,t} - GWIMP_aco_{i,t}$,否则取值为0。

2.大股东持股比例

参照王化成等(2015)、潘凌云和董竹(2020)的研究,对于大股东持股 $TOP1$,本文采用第一大股东持股比例来衡量,等于期末第一大股东持股数占总股数的比重。

3.控制变量

对于控制变量,参考以往相关文献(Glaum et al., 2018; Han et al., 2021),本文选取公司规模($SIZE$)、负债水平(LEV)、盈利状况($PreROA$)、经营现金流增幅(ΔCFO)、营业收入增幅($\Delta SALE$)、市值账面比(MTB)、高管股权激励计划($BONUS$)、高管持股比例($MHOLD$)、高管变更($MCHANGE$)、董事会规模($BOARD$)、独立董事比例(IND)、两职合一($DUAL$)、分析师跟进($ANALYST$)、大

所审计($BIG10$)、操纵性应计(DA)等变量,同时控制年度和行业可能的影响。

各变量具体定义见表1。

(三)模型设定

参照Han et al.(2021)的做法,本文构建如下Tobit回归模型检验研究假设:

$$GWIMPA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TOP1_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 PreROA_{i,t} + \beta_5 \Delta CFO_{i,t} + \beta_6 \Delta SALE_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 BONUS_{i,t} + \beta_9 MHOLD_{i,t} + \beta_{10} MCHANGE_{i,t} + \beta_{11} BOARD_{i,t} + \beta_{12} IND_{i,t} + \beta_{13} DUAL_{i,t} + \beta_{14} ANALYST_{i,t} + \beta_{15} BIG10_{i,t} + \beta_{16} DA_{i,t} + \sum INDUS + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,被解释变量为商誉减值规避($GWIMPA$),解释变量为大股东持股比例($TOP1$)。若假设H1a成立,那么回归系数 β_1 应该显著为正;若假设H1b成立,那么系数 β_1 应该显著为负。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了主要研究变量的描述性统计结果。大股东持股比例 $TOP1$ 的均值和中位数分别为0.328、0.303,说明我国资本市场上市公司股权结构较为集中,大股东对企业决策能够产生重大影响。商誉减值规避 $GWIMPA$ 的均值为0.023,且高于中位数0.000,说明部分公司有较高质量的商誉减值规避。其他变量的描述性统计结果与之

表1 变量定义

变量符号	变量名称	变量计算
GW	商誉原值	(期末商誉净值+当期商誉减值)/(期末总资产+当期商誉减值)
$\Delta SALE$	营业收入增幅	公司年度期末营业收入与上年同期营业收入的增幅与上期期末账面总资产的比值
$\Delta SALE_adj$	经调整后的营收增幅	(当期主营业务收入-上一期主营业务收入)/(期末总资产+当期商誉减值)-该值的年度行业中位数
$\Delta PreROA_adj$	经调整后的商誉减值前资产收益增幅	(当期净收益+当期商誉减值-上一期净收益)/(期末总资产+当期商誉减值)-该值的年度行业中位数
RET_adj	经调整后的股票收益率	当期个股股票收益率-该值的年度行业中位数
$GWIMP_eco$	商誉的经济减值	商誉的经济价值与其账面价值的偏离程度,具体计算方法见式(1)至(3)
$GWIMP_aco$	商誉的会计减值	期末商誉减值确认金额/(期末总资产+当期商誉减值)
$GWIMPA$	商誉减值规避	若 $GWIMP_eco > GWIMP_aco$, 则 $GWIMPA = GWIMP_eco - GWIMP_aco$, 否则取值为0, 具体衡量方式详见正文
$TOP1$	大股东持股比例	年末第一大股东持股数量与年末公司总股数的比值
$SIZE$	公司规模	期末公司总资产规模的自然对数
LEV	负债水平	期末负债与期末账面总资产的比值
$PreROA$	盈利状况	等于(公司期末净利润+当期商誉减值)/(期末总资产+当期商誉减值)
ΔCFO	经营现金流增幅	公司年度期末经营现金流与上年同期经营现金流的增幅与上期期末账面总资产的比值
MTB	市值账面比	期末公司市值与账面价值的比值
$BONUS$	高管股权激励计划	如果公司年度存在高管股权激励计划, 取值为1, 否则为0
$MHOLD$	高管持股比例	年末高管持股数量与年末公司总股数的比值
$MCHANGE$	高管变更	若公司年度内总经理发生变更, 取值为1, 否则为0
$BOARD$	董事会规模	公司年末董事人数
IND	独立董事比例	公司年末独立董事人数与所有董事人数的比值
$DUAL$	两职合一	若公司董事长和总经理由一人兼任, 取值为1, 否则为0
$ANALYST$	分析师跟进	公司年度分析师跟进数量加1取对数
$BIG10$	大所审计师	若公司年度审计师是前十大会计事务所, 取值为1, 否则为0
DA	操纵性应计	公司过去三年的操纵性应计绝对值之和, 操纵性应计项依据DD模型计算

表2 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	最大值
$GWIMPA$	11007	0.023	0.055	0	0	0	0.013	0.284
$TOP1$	11007	0.328	0.145	0.081	0.214	0.303	0.426	0.725
$SIZE$	11007	22.536	1.265	20.284	21.642	22.347	23.252	26.408
LEV	11007	0.456	0.194	0.075	0.305	0.457	0.603	0.860
$PreROA$	11007	0.041	0.046	-0.126	0.016	0.037	0.064	0.182
ΔCFO	11007	0.007	0.064	-0.207	-0.023	0.007	0.039	0.204
$\Delta SALE$	11007	0.076	0.144	-0.305	0.002	0.056	0.131	0.666
MTB	11007	3.169	2.342	0.586	1.591	2.496	3.988	13.507
$BONUS$	11007	0.082	0.275	0	0	0	0	1
$MHOLD$	11007	0.054	0.114	0	0	0.001	0.037	0.553
$MCHANGE$	11007	0.127	0.333	0	0	0	0	1
$BOARD$	11007	8.752	1.770	5	7	9	9	15
IND	11007	0.374	0.054	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571
$DUAL$	11007	0.222	0.416	0	0	0	0	1
$ANALYST$	11007	1.705	1.158	0	0.693	1.792	2.639	3.807
$BIG10$	11007	0.470	0.499	0	0	0	1	1
DA	11007	0.268	0.312	0.025	0.106	0.178	0.303	2.226

前文献相似。

(二)多元回归结果与假设检验

表3列示出大股东持股比例与商誉减值规避的Tobit回归结果。其中，第(1)列仅放入解释变量大股东持股比例TOP1、年度和行业效应，第(2)列是在第(1)列基础上加入影响公司商誉减值规避的控制变量。由表中第(1)和(2)列可知，TOP1的系数均显著为负，且均在1%水平下显著。由此可见，控制了一系列影响商誉减值规避的其他因素以及年度和行业效应后，大股东持股比例对商誉减值规避有显著的负向影响，表明随着大股东持股比例的增加，公司商誉减值规避程度显著下降，这与“监督效应”和“利益协同效应”理论预期一致，即支持了前文

表3 大股东持股与商誉减值规避的回归结果

变量	(1)	(2)
	GWIMPA	GWIMPA
TOP1	-0.0415*** (-11.40)	-0.0367*** (-9.94)
SIZE		0.0001 (0.07)
LEV		-0.0538*** (-13.55)
PreROA		-0.0697*** (-4.81)
ΔCFO		0.0030 (0.38)
ΔSALE		0.0330*** (8.52)
MTB		0.0001 (0.20)
BONUS		0.0075*** (4.05)
MHOLD		0.0245*** (4.61)
MCHANGE		-0.0028* (-1.83)
BOARD		-0.0013*** (-3.76)
IND		-0.0032 (-0.30)
DUAL		0.0044*** (3.19)
ANALYST		0.0016*** (2.76)
BIG10		-0.0021* (-1.88)
DA		0.0105*** (5.77)
截距项	0.0122** (2.20)	0.0425*** (2.76)
行业效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	11007	11007
伪R ²	-0.0199	-0.0368

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著，括号内为z值。除特别说明，下表同。

提出的假设H1b，但不接受假设H1a。

(三)稳健性检验

1.内生性问题

为缓解遗漏变量和反向因果等原因造成的内生性问题，本文进行以下稳健性检验。

第一，参照王化成等(2015)的做法，选取同行业同年度其他公司大股东持股比例平均水平，作为TOP1的工具变量，采用2SLS回归模型对研究假设进行重新检验。检验结果如表4第(1)(2)列所示。由第一阶段回归结果可知，工具变量与解释变量之间具有高度相关性，且F值远高于10，说明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示，工具化后的大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的抑制作用，说明基准模型的回归结果是稳健的。

第二，为缓解反向因果问题，借鉴潘凌云和董竹(2020)的做法，将当期的大股东持股比例分解为上一期期末的大股东持股比例(LTOP1)和本期变动的大股东持股比例(ΔTOP1)，重新进行多元回归检验。由表4第(3)列的检验结果可看出，LTOP1和ΔTOP1均在1%水平下显著为负，说明在上一期大股东持股比例影响的基础上，变动的大股东持股比例对商誉减值规避也具有约束作用，这有助于增强大股东持股与商誉减值规避之间因果关系的

表4 内生性问题的稳健性检验结果

变量	工具变量法		替换解释变量	个体固定效应模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 TOP1	第二阶段 GWIMPA	GWIMPA	GWIMPA
TOP1_year_industry	0.7134*** (19.99)			
TOP1(instrumented)		-0.2762*** (-5.22)		
LTOP1			-0.0320*** (-8.55)	
ΔTOP1			-0.1111*** (-9.05)	
TOP1				-0.0897* (-1.76)
截距项	-0.6152*** (-15.45)	0.1130** (2.27)	0.0392** (2.53)	
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	11007	11007	10657	11007
F值	48.080			
调整/伪R ²	0.1720		-0.0368	

注：第(1)列括号内为t值。

判断，减弱双向因果的内生性问题。

第三，为进一步控制不可观测的公司个体特征对模型结果的影响，本文采用个体固定模型，对研究结果进行重新估计。表4第(4)列重新估计的结果显示，大股东持股比例与商誉减值规避之间负相关关系依旧成立，说明本文结果并不是因为遗漏公司个体某些特定特征所导致的。

2.其他稳健性检验

第一，置换被解释变量衡量方式。本文重新将模型(1)中的经济指标经过年度行业均值调整，得到商誉减值规避新的代理变量(*GWIMPA2*)。本文还分年度行业对模型(1)进行回归，得到商誉减值规避另外一个新的衡量方式(*GWIMPA3*)，重新检验结果见表5第(1)(2)列。第二，标准误双重聚类。为缓解异方差和自相关等问题对研究结果的影响，本文对标准误分别进行个体和年度层面、个体和行业层面、年度和行业层面的双重聚类，检验结果见表5中第(3)~(5)列。第三，更大程度的缩尾处理。为避免异常值对研究结果可能产生的影响，本文对所有连续变量分别进行上下3%和5%分位数的缩尾处理，检验结果见表5中第(6)(7)列。上述稳健性测试结果显示，大股东持股比例对商誉减值规避具有显著负向影响，前文研究结论并未发生改变。

五、异质性分析

(一)产权性质

本文进一步考察在不同产权性质下，大股东持股对商誉减值规避的抑制作用是否存在差异。

首先，相比非国有企业，国有企业规避商誉减值的动机较弱。一方面，相比非国有企业，同等规模下国有企业商誉减值规避的成本更高(胡海峰等，2019)。对于国有企

业而言，商誉减值规避不仅会损害企业价值，而且还会影响政府声誉，造成恶劣的社会影响。另一方面，国有企业高管一般具有“准官员”身份(陈仕华等，2015)，一旦隐藏商誉减值负面消息被揭露，不仅要承担经济成本，而且意味着政治生涯结束。这种经济和政治双重成本致使国企高管隐藏商誉减值确认的可能性更低。

其次，国有企业的大股东一般为各级政府机关以及国有企事业单位，更加注重企业长期发展，因而不愿为了短期利益而实施有损企业长期价值的商誉减值规避。

最后，相比非国有企业，国有企业商誉减值规避空间小。国有企业相比非国有企业的信息生成和披露制度更为完善，市场关注更高，能够吸引较多市场中介对公司信息进行解读与传播，企业内外部信息不对称水平相对较低(李璐和姚海鑫，2019)，因而商誉减值规避不容易实现。

据此可推测，相比国有企业，大股东持股对商誉减值规避的抑制作用在非国有企业更加显著。本文构建以下模型对此进行检验：

$$GWIMPA_{i,t}=\beta_0+\beta_1TOP1_{i,t}+\beta_2SOE_{i,t}+\beta_3TOP1\times SOE_{i,t}+\sum CTRLS+\sum INDUS+\sum YEAR+\sigma_{i,t}\tag{5}$$

其中，*SOE*是产权性质，若是国有企业，取值为1，否则为0。由表6第(1)列的回归结果可知，大股东持股与产权性质*TOP1*×*SOE*的回归系数均在1%水平下显著为正。这说明，相比非国有企业，大股东持股对商誉减值规避的抑制作用在国有企业中有所削弱，与上述理论预期一致。

(二)信息环境

当公司信息环境情境不同时，大股东持股对商誉减值规避的影响可能会存在差异。一方面，当公司信息不对称程度较高时，管理者更有空间在商誉减值中实施自利行为，因此，随着大股东持股比例的增加，大股东作为公司重要的持股人，拥有更多公司经营情况等方面的私有信息，对商誉减值规避的监督效应会更加明显。另一方面，当公司信息不对称较低时，管理者商誉减值规避空间会被挤压，因而大股东的监督效应可能相对比较有限。据此可预期，当公司信息不对称程度较高时，大股东持股比例对商誉减值规避的负向影响更加显著。本文构建以下模型对此进行实证检验：

$$GWIMPA_{i,t}=\beta_0+\beta_1TOP1_{i,t}+\beta_2InfAsy_{i,t}+\beta_3TOP1\times InfAsy_{i,t}+\sum CTRLS+\sum INDUS+\sum YEAR+\sigma_{i,t}\tag{6}$$

表5 其他的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>GWIMPA2</i>	<i>GWIMPA3</i>	<i>GWIMPA</i>	<i>GWIMPA</i>	<i>GWIMPA</i>	<i>GWIMPA</i>	<i>GWIMPA</i>
<i>TOP1</i>	-0.0419*** (-10.41)	-0.0336*** (-9.74)	-0.1094*** (-3.64)	-0.1094*** (-3.76)	-0.1094*** (-2.92)	-0.0345*** (-10.35)	-0.0314*** (-10.60)
截距项	0.0217 (1.29)	0.0244* (1.69)	0.2075 (1.55)	0.2075*** (2.62)	0.2075 (1.55)	0.0513*** (3.56)	0.0610*** (4.63)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	11007	11007	11007	11007	11007	11007	11007
伪R ²	-0.0665	-0.0390	0.4465	0.4465	0.4465	-0.0364	-0.0338

表6 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWIMPA	GWIMPA	GWIMPA	GWIMPA
TOP1	-0.0425*** (-8.71)	-0.0266*** (-5.29)	-0.0242*** (-4.80)	-0.0178*** (-3.59)
TOP1×SOE	0.0282*** (3.85)			
SOE	-0.0221*** (-8.10)			
TOP1×DAD1		-0.0206*** (-2.94)		
DAD1		0.0116*** (4.66)		
TOP1×DAD2			-0.0226*** (-3.27)	
DAD2			0.0113*** (4.57)	
TOP1×POST				-0.0396*** (-5.73)
POST				0.0215*** (5.10)
SIZE	0.0008 (1.07)	0.0000 (0.01)	-0.0001 (-0.10)	-0.0000 (-0.03)
LEV	-0.0519*** (-13.08)	-0.0530*** (-13.32)	-0.0533*** (-13.41)	-0.0537*** (-13.55)
PreROA	-0.0677*** (-4.69)	-0.0689*** (-4.76)	-0.0682*** (-4.69)	-0.0673*** (-4.65)
ΔCFO	0.0013 (0.17)	0.0034 (0.43)	0.0031 (0.39)	0.0028 (0.35)
ΔSALE	0.0328*** (8.51)	0.0336*** (8.66)	0.0349*** (9.02)	0.0330*** (8.52)
MTB	-0.0001 (-0.19)	0.0001 (0.32)	0.0000 (0.16)	0.0001 (0.26)
BONUS	0.0057*** (3.09)	0.0075*** (4.03)	0.0075*** (4.05)	0.0074*** (3.97)
MHOLD	0.0168*** (3.15)	0.0246*** (4.63)	0.0250*** (4.70)	0.0244*** (4.60)
MCHANGE	-0.0010 (-0.66)	-0.0025* (-1.66)	-0.0028* (-1.82)	-0.0026* (-1.71)
BOARD	-0.0007** (-2.03)	-0.0013*** (-3.92)	-0.0013*** (-3.80)	-0.0013*** (-3.71)
IND	0.0028 (0.26)	-0.0032 (-0.30)	-0.0018 (-0.17)	-0.0016 (-0.15)
DUAL	0.0034** (2.44)	0.0043*** (3.14)	0.0044*** (3.23)	0.0044*** (3.19)
ANALYST	0.0011* (1.91)	0.0015*** (2.67)	0.0015** (2.56)	0.0016*** (2.79)
BIG10	-0.0023** (-2.07)	-0.0019* (-1.68)	-0.0021* (-1.90)	-0.0021* (-1.84)
DA	0.0094*** (5.15)			0.0104*** (5.71)
截距项	0.0298* (1.90)	0.0397** (2.58)	0.0392** (2.54)	0.0367** (2.38)
行业效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
样本量	11007	11007	11007	11007
伪R ²	-0.0404	-0.0368	-0.0366	-0.0379

其中，*InfAsy*是信息不对称，本文使用操纵性应计项指标进行衡量。对于操纵性应计项，本文分别采用DD模型和修正的非线性DD模型来计算。为避免极值以

及测量误差可能对研究结果产生的影响，本文参照Tang and Han(2018)的做法，将上述两种模型计算的*DA*分别经行业年度中位数调整后得到信息不对称的两个指标*DAD1*、*DAD2*，当操纵性应计高于中位数时，该两个指标取值为1，否则为0。

表6第(2)和(3)列报告了模型(6)的回归结果。大股东持股与信息不对称两个代理指标的交互项*TOP1×DAD1*和*TOP1×DAD2*的回归系数均为负，且均在1%水平下显著。这说明，当公司内外部信息环境质量较低时，大股东持股对商誉减值规避的负向影响更加显著，与上述理论预期一致。

(三)减持新规

中国证监会于2017年5月修订并发布《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》，旨在更加规范股东减持行为，强化减持信息披露，提高违规减持惩罚力度。该减持新规实施后，大股东与中小股东利益协同性会得以提升。一方面，减持新规后大股东利用持股优势和信息优势，操纵公司短期业绩以抬升股价后减持获利能力会被削弱(朱茶芬等，2021)，大股东与中小股东利益冲突会得以缓解，两者利益诉求更加趋同。另一方面，减持新规后，大股东从过去追逐短期业绩转向关注企业长期价值(林志伟和黄霞，2021)，更能代表企业所有者发挥监督管理者自利行为的治理职能。据此可预期，减持新规后，随着持股比例的增加，大股东对商誉减值规避的约束作用更加显著。本文构建以下模型对此进行实证检验：

$$GWIMPA_{i,t}=\beta_0+\beta_1TOP1_{i,t}+\beta_2POST_{i,t}+\beta_3TOP1\times POST_{i,t}+\sum CTRLS+\sum INDUS+\sum YEAR+\sigma_{i,t}\tag{7}$$

其中，*POST*是减持新规哑变量，若所处年份为2017年或以后，取值为1，否则为0。由表6第(4)列的回归结果可知，减值新规实施后，大股东持股比例对商誉减值规避的抑制作用更为显著，与理论预期相符。

六、结论与启示

本文选取2008—2020年我国A股上市公司为样本，以股权结构为切入点，探讨大股东持股比例是否会以及如何影响企业商誉减值规避行为。研究表明，大股东持股比例对商誉减值规避具有显著的抑制作用。进一步的检验结果

显示,大股东持股比例在非国有企业、信息不对称程度较高公司中以及减持新规后更能够抑制商誉减值规避。

本文主要的研究启示如下:第一,商誉减值规避等异常现象是目前金融市场风险的重要构成部分,随着持股比例的提高,大股东更有动机去监督管理者在商誉减值中的自利行为,并降低其隧道意愿,抑制企业商誉减值规避程度,且该抑制作用在非国有企业和信息不对称程度较高的公司中更加显著。这些结果可为监管部门加强商誉减值事项监管、化解金融市场风险提供决策参考。第二,随着持股比例的增加,大股东既可能是监督者,监督管理者行为,又可能是隧道挖掘者,侵害中小

股东利益。大股东在企业决策中究竟扮演着何种角色,学界对此一直争论不下。本文以商誉减值规避为具体问题,发现大股东在其中更多扮演的是监督者角色,可为这一争论提供新的经验证据,加深对大股东在公司治理中作用的理解。第三,大股东持股在减持新规后,对商誉减值规避的抑制作用更加显著。该成果表明减持新规在我国A股市场具有正面的影响,为市场和监管部门全面公允评估减持新规的经济后果提供了新的视角。■

[基金项目:国家自然科学基金青年项目“中国上市公司商誉减值规避研究:成因、经济后果与监督机制”(批准号:72002129)、国家自然科学基金面上项目“创造性依赖情境中的业绩评价系统设计:基于代理理论与自我决定理论双重视角”(批准号:72172088)]

参考文献:

- [1] 陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J].管理世界,2015,(9):125-136.
- [2] 高雷,张杰.公司治理、资金占用与盈余管理[J].金融研究,2009,(5):121-140.
- [3] 韩宏稳,杨世信.大所审计能抑制商誉减值异常吗?[J].审计研究,2023,(2):124-135.
- [4] 韩宏稳.商誉减值研究述评及中国情境下研究展望[J].北京工商大学学报(社会科学版),2022,37(1):65-76.
- [5] 胡海峰,马奔,王爱萍.什么样的股权结构更容易导致公司欺诈?——基于部分可观测的Bivariate Probit估计[J].北京师范大学学报(社会科学版),2019,(5):148-160.
- [6] 美国华,岳衡.大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J].管理世界,2005,(9):119-126.
- [7] 李璐,姚海鑫.共享审计能抑制并购商誉泡沫吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].审计与经济研究,2019,34(5):32-42.
- [8] 李文洲,冉茂盛,黄俊.大股东掏空视角下的薪酬激励与盈余管理[J].管理科学,2014,27(6):27-39.
- [9] 李增泉,孙铮,王志伟.“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据[J].会计研究,2004,(12):3-13.
- [10] 林志伟,黄霞.减持新规影响上市公司投资效率吗?——基于股票流动性视角的实证分析[J].证券市场导报,2021,(5):13-25.
- [11] 潘红波,饶晓琼,张哲.并购套利观:来自内部人减持的经验证据[J].经济管理,2019,41(3):107-123.
- [12] 潘凌云,董竹.控股股东持股比例如何影响企业生产率[J].北京工商大学学报(社会科学版),2020,35(4):81-91.
- [13] 王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J].管理世界,2015,(2):45-57.
- [14] 徐经长,张东旭,刘欢欢.并购商誉信息会影响债务资本成本吗?[J].中央财经大学学报,2017,(3):109-118.
- [15] 张东旭,曹瑾.高管变更与商誉减值[J].中南财经政法大学学报,2020,(3):25-34.
- [16] 张新民,卿琛,杨道广.商誉减值披露、内部控制与市场反应——来自我国上市公司的经验证据[J].会计研究,2020,(5):3-16.
- [17] 赵康生,周萍,蔺楠.大股东持股与公司诉讼风险——基于中国上市公司的实证分析[J].外国经济与管理,2017,39(1):84-95.
- [18] 朱茶芬,陈俊,郑柳.大股东减持计划新规的经济影响与新交易模式研究[J].会计研究,2021,(6):104-118.
- [19] Ayres D R, Campbell J L, Chyz J A, et al. Do financial analysts compel firms to make accounting decisions? evidence from goodwill impairments[J]. Review of Accounting Studies, 2019, 24(4): 1214-1251.
- [20] Bao S R, Lewellyn K B. Ownership structure and earnings management in emerging markets—an institutionalized agency perspective[J]. International Business Review, 2017, 26(5): 828-838.
- [21] Beatty A, Weber J. Accounting discretion in fair value estimates: an examination of SFAS 142 goodwill impairments[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(2): 257-288.
- [22] Chen V Z, Li J, Shapiro D M, et al. Ownership structure and innovation: an emerging market perspective[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2014, 31(1):1-24.
- [23] Glaum M, Landsman W R, Wyrwa S. Goodwill impairment: the effects of public enforcement and monitoring by institutional investors[J]. Accounting Review, 2018, 93(6): 149-180.
- [24] Gros M, Koch S. Discretionary goodwill impairment losses in Europe[J]. Journal of Applied Accounting Research, 2020, 21(1): 106-124.
- [25] Han H, Tang J J, Tang Q. Goodwill impairment, securities analysts, and information transparency[J]. European Accounting Review, 2021, 30(4): 767-799.
- [26] Han H, Tang Q. The potential harms of goodwill impairment avoidance: evidence based on future performance and stock prices[J]. China Journal of Accounting Research, 2020, 13(3): 271-289.
- [27] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling through intercorporate loans: the China experience[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98(1): 1-20.
- [28] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, et al. Tunneling[J]. American Economic Review, 2000, 90(2): 22-27.
- [29] Kabir H, Rahman A. The role of corporate governance in accounting discretion under IFRS: goodwill impairment in Australia[J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2016, 12(3): 290-308.
- [30] Margaritis D, Psillaki M. Capital structure, equity ownership and firm performance[J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34(3): 621-632.
- [31] Ramanna K, Watts R L. Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment[J]. Review of Accounting Studies, 2012, 17(4): 749-780.
- [32] Tang Q, Han H. Can material asset reorganizations affect acquirers' debt financing costs? evidence from the Chinese merger and acquisition market[J]. China Journal of Accounting Research, 2018, 11(2): 71-90.
- [33] Yu M. State ownership and firm performance: empirical evidence from Chinese listed companies[J]. China Journal of Accounting Research, 2013, 6(2):75-87.

(责任编辑:邹威)