

并购商誉减值、信息不对称与股价崩盘风险

韩宏稳¹ 唐清泉^{1,2} 黎文飞³

(1.中山大学管理学院, 广东 广州 510275; 2.中山大学现代会计与财务研究中心, 广东 广州 510275;
3.广州大学经济与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 我国资本市场经过多轮并购重组浪潮后, 形成了大量的商誉资产。这些商誉资产在后续减值过程中对企业和投资者所产生的风险和潜在风险不容忽视。商誉减值意味着, 并购商誉资产未能给企业带来预期增值收益, 这种负面信息流入到股票市场, 可能会引起公司股价的波动。本文选取我国2008~2016年A股市场非金融上市公司为样本, 研究结果表明, 并购商誉减值显著正向影响公司股价崩盘风险, 两者间的作用关系主要存在于信息不对称较高的公司。进一步研究发现, 并购商誉信息中, 商誉增加并不影响公司股价崩盘风险, 只有商誉减值对股价崩盘风险具有显著的影响, 且这种影响作用在并购年度公司股价泡沫越高的情境下更加显著。本文研究结论为新会计准则下商誉信息价值相关性提供了经验证据, 也为如何防范和化解股价崩盘风险提供了有益的现实启示。

关键词: 商誉减值; 信息不对称; 股价泡沫; 崩盘风险; 并购重组

Abstract: After several waves of mergers and acquisitions, many listed companies in China have generated a large number of goodwill assets, and the potential risk of subsequent impairment of goodwill can not be ignored. The impairment of goodwill assets, which indicates that the target firms' resources merged into the acquiring firms do not realize the expected value gains, may be regarded as a negative news by market investors, causing them to make negative investment decisions and triggering the acquirers' stock price violation. Using the non-financial listed companies in China's A-share market spanning from 2008 to 2016 as our sample, we find that goodwill impairment losses have a significant positive effect on the companies' stock price crash risk, and this association is more pronounced in the environment where the firms' information asymmetry is relatively higher. Furthermore, we show that goodwill add does not have effects on stock price crash risk, indicating that only impairment losses in goodwill information affect stock price crash risk, and the relationship between goodwill impairment and stock price crash risk mainly exists in the firms with higher bubbles. The conclusions of this paper can support direct empirical evidence for the relevance of goodwill accounting information, and provide useful references to prevent and defuse stock price crash risk in Chinese capital market.

Key words: goodwill impairment, information asymmetry, stock price bubble, crash risk, M&A

作者简介: 韩宏稳, 中山大学管理学院博士生, 研究方向: 财务理论与会计控制。唐清泉(通讯作者), 中山大学现代会计与财务研究中心/管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 财务理论与会计控制。黎文飞, 广州大学经济与统计学院讲师, 研究方向: 风险投资与并购重组。

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A

引言

党的十九大报告中明确指出, 我国社会主要矛盾转变成人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展间的矛盾, 这要求加速推进供给侧改革, 实现经济结

构调整和产业转型升级, 缓减供给两端不匹配的矛盾。并购重组作为结构转型升级的重要途径, 被越来越多的企业所采用。近年来, 我国资本市场上并购活动持续升温, 无论交易数量还是规模均呈现出增长趋势(Tang and Han, 2018)^[24]。如火如荼的并购浪潮背后, 我国许多企

业产生大量的商誉资产，后续商誉减值的潜在风险不容小视(高榴，袁诗森，2017)^[27]。

据CSMAR数据库统计，我国A股上市公司年报中披露商誉减值的数量由2007年的81家增加到2016年的690家，规模由2007年的14.87亿元增加到2016年的367.67亿元。那么，我国上市公司披露的商誉减值信息是否具有价值相关性？据报道，勤上股份(002638)2016年8月斥资20亿元收购亏损的广州龙文教育，以期实现双主业布局，然而年末标的资产未实现预期业绩，计提商誉减值4.2亿元，直接造成公司业绩由盈转亏，股价出现连续多次跌停。¹据此，本文试图基于股价崩盘风险视角，探讨并购商誉减值的经济后果。

公司股价崩盘风险是指公司股票价格发生急剧下跌的概率(Jin and Myers, 2006)^[11]。现有文献主要基于会计信息质量视角和委托代理问题视角，阐释管理层为何能，以及为何会进行信息管理，进而揭示公司股价崩盘的成因(Jin and Myers, 2006; Hutton et al., 2009; Kothari et al., 2009; Kim et al., 2011a, b; Kim et al., 2016a, b)^{[11][10][17][14][13][12][15]}。这些研究的隐性假设是，公司的信息管理会致使负面信息在公司内部累积，当难以继续隐瞒时，集中释放到市场，会造成公司股价跳跃式下跌。由此可见，公司股价崩盘风险与公司流入到股票市场的负面消息直接相关。然而，目前较少有研究直接探讨公司会在何种场景下进行信息管理，以及隐藏的负面消息会在何时以何种形式释放到股票市场，引发公司股价崩盘风险。

本文聚焦企业并购场景，探讨并购商誉减值对公司股价崩盘风险的影响作用。并购商誉减值意味着，被并购企业资源加入到并购公司未实现预期收益的增值(张婷，余玉苗，2008)^[37]。市场投资者将商誉资产减值视为公司负面消息，解读为公司未来盈利能力下降，继而做出卖出公司股票的投资决策(Li et al., 2011)^[20]。若公司商誉减值规模越大，市场投资者对公司前景预期越低迷，越容易酿造股价下跌的连锁反应，导致公司股价崩盘风险的提升。追溯到并购交易时，公司内部人倾向于隐藏公司负面消息，积极披露并购利好信息(Ge et al., 2011; 唐清泉，韩宏稳，2018)^{[8][29]}，这些负面消息会随商誉减值规模而不同程度释放到市场(Gu and Lev, 2011; Li et

al., 2011)^{[9][20]}，进而影响公司股价崩盘风险。由此可推测，商誉减值规模越大，公司股价崩盘风险越高。

当公司内部外部信息不对称程度高时，外部市场投资者难以提前预判公司商誉资产是否会减值以及可能的减值规模，这会加大他们得知到公司商誉减值后的消极反应(Bens et al., 2011; Schatt et al., 2016)^{[3][23]}，因而在此情境下，并购商誉减值与公司股价崩盘风险间作用关系可能会被强化。追溯到并购交易时，若并购方公司信息不对称水平较高，企业内部人进行并购信息非对称披露的空间更大，这越可能会助推公司并购年度股价泡沫，加剧并购后商誉减值引发的公司股价崩盘风险。据此，本文预期，相比信息不对称低的公司，信息不对称高的公司进行并购商誉减值，公司股价崩盘风险更高。

本文选用我国2008~2016年A股市场非金融上市公司作为研究样本，实证分析并购商誉减值这一会计信息能否对公司股价崩盘风险产生影响作用。研究结果得出，并购商誉减值显著正向影响公司股价崩盘风险，两者间作用关系主要存在于内外部信息不对称程度较高的公司；进一步研究发现，商誉信息中商誉增加并不显著提升公司股价崩盘风险，只有商誉减值对股价崩盘风险具有显著的正向影响，且这种影响作用在公司并购年度股价泡沫较高的情境下更加显著。

本文可能存在的研究贡献在于：第一，已有基于会计视角的股价崩盘风险研究，主要集中于会计信息透明度(Jin et al, 2006; Hutton et al., 2009)^{[11][10]}和会计信息可比性(Kim et al., 2016a)^[12]等会计信息质量，而鲜见关注某个特定会计信息对股价崩盘风险的影响。本文探索商誉减值这一具体的会计信息能否对股价崩盘风险产生影响，研究得出并购商誉减值显著正向影响公司股价崩盘风险。本文研究得出的结论有助于丰富股价崩盘风险研究领域的理论成果。第二，以往文献对商誉减值产生的经济后果关注不足，尤其是针对我国上市公司并购商誉减值经济后果的研究更少(叶建芳等，2016)^[35]。目前，我国相关文献着眼于实证分析商誉减值对公司债务成本(徐经长等，2017)^[33]和审计收费(叶建芳等，2016)^[35]的影响。不同于已有的这些文献，本文考察了并购商誉减值对公司股价崩盘风险的影响，同时区别于近期关于并购商誉与股价崩盘风险的研究(杨威等，2018；王文姣等，

2017)^{[34] [31]}，进一步分析了商誉增加与股价崩盘风险间关系，研究发现商誉信息中只有商誉减值能显著影响股价崩盘风险，该结论有助于完善商誉减值经济后果的研究成果，为商誉会计信息价值相关性提供经验证据。第三，我国资本市场上公司股价崩盘风险相对较高。本文探讨了我国上市公司并购商誉减值对股价崩盘风险的影响，以及进一步基于公司信息不对称和并购年度股价泡沫程度两个视角考察了两者间关系的边界条件，研究得出的结论对防范和化解我国金融风险，促进国家金融的稳定与发展提供有益的现实启示。

文献回顾与研究假设

一、并购商誉减值与股价崩盘风险

围绕公司股价崩盘风险的形成机制，基于代理视角的研究文献认为，公司内部人基于薪资报酬(LaFond and Watts, 2008)^[18]、职业发展和声誉(Kim et al., 2016b)^[15]、避税(Kim et al., 2011a)^[14]、政治因素(Piotroski et al., 2015)^[22]、期权价值(Kim et al., 2011b)^[13]、构建商业帝国(Bleck and Liu, 2007; 江轩宇和许年行, 2015)^{[4] [28]}等多重因素考虑，倾向于及时披露好消息，隐藏或推迟披露坏消息，这种非对称的信息披露会致使公司负面信息累积，当这些负面消息难以继续隐藏时，会集中涌入到股票市场，导致公司股价急剧下跌。

基于这些研究成果不难发现，公司负面信息释放是形成公司股价崩盘风险的直接原因，究其根源可能在于企业内部人的信息管理。据此，本文聚焦并购场景中，探讨并购商誉减值是否会对公司股价崩盘风险产生影响作用。

商誉资产是企业并购活动中产生的，包括被并购企业未入账资源，以及并购方企业和被并购方企业双方资源的协同价值(杜兴强等, 2011)^[26]。并购完成后，当初预期被并购企业资源加入到并购企业的增值收益未实现，并购公司需要对商誉资产进行减值处理(张婷, 余玉苗, 2008)^[37]。已有研究表明，商誉减值不仅直接影响公司当期的费用和业绩，还会增加公司未来盈利能力的不确定性(Li et al., 2011)^[20]，减少公司未来的现金流量(Bostwick et al., 2016)^[5]，引起市场投资者对公司前景预期的消极反应(Knauer and Wöhrmann, 2016)^[16]。因而，

公司商誉资产减值会被市场投资者视为所投资公司的一种坏消息。据此本文认为，当公司披露的商誉减值规模越大时，投资者对公司未来预期越低迷，越容易扩散消极投资情绪，造成股价下跌连锁效应，公司股价崩盘风险越高。

本文进一步追溯到并购交易当时，探讨公司内部人是否会进行信息管理，及时披露并购利好消息，隐藏公司坏消息，这些负面消息是否会随并购后商誉减值规模而不同程度流入到股票市场，影响公司股价崩盘风险。首先，公司管理层有动机在其有限任期内实施并购交易。究其原因在于，管理层薪酬与公司规模显著正相关(Nowotny et al., 2002)^[21]。并购作为公司规模快速增长中一种便捷途径，可为管理层重新拟订薪酬契约提供较好的契机，加上任期的有限，管理层有动机开展并购活动。已有研究指出，管理层在有限任期内，为获取更多私利，完全可能接受高溢价和低回报的并购项目(Bargeron et al., 2008; Cheng et al., 2009)^{[11] [6]}。

其次，公司内部人并购交易时会进行信息管理。为促成并购活动的顺利过会和实施，管理层会利用并购信息优势对并购项目包装，选择性披露并购信息(唐清泉, 韩宏稳, 2018)^[29]，如积极披露并购中好消息(如被并购企业未入账资源价值、协同效应和市场势力等)，隐瞒或推迟披露坏消息(如标的资产估价和并购溢价合理性、并购项目盈利能力可实现程度以及后期整合难度等)。Bleck and Liu(2007)^[4]和江轩宇等(2015)^[28]的研究表明，公司管理层有过度投资的动机，但为保证投资项目的顺利实施，管理层会隐藏投资项目中坏消息，但随项目亏损不断扩大，终究会被市场发现，进而引起股价大跌。此外，Ge等(2011)^[8]指出，收购公司为拉升公司股价和降低收购成本，会在并购完成前隐藏公司负面消息。

最后，公司隐瞒的负面消息会随商誉减值流入市场，引起公司股价波动。Li et al.(2011)^[20]的研究发现，并购溢价与商誉减值间具有显著的正相关关系，即并购时并购溢价水平越高，并购后商誉减值规模越大。Gu and Lev(2011)^[9]指出，公司股价被高估会使管理层进行更多的并购行为以及支付更多的溢价，导致并购后商誉减值规模越大。换言之，企业并购交易中这些被隐瞒或刻意忽视的高溢价、高估值等一系列负面消息可能会

集中体现于并购后的商誉减值，随商誉减值规模而不同程度释放到股票市场。

因此，本文认为公司内部人并购时进行的信息管理，一方面会使得并购潜在利好消息尽快流入市场，引发投资者的乐观预期，造成公司股价被高估；另一方面会致使负面消息囤积在公司内部，造成股价下跌风险积聚(Kothari et al., 2009; Ge and Lennox, 2011)^{[7][8]}，这些负面消息会随事后的商誉减值释放到市场。商誉减值规模越大，并购时负面消息涌现到股票市场的规模越大，公司的股价崩盘风险越高。

综合以上的理论分析，提出以下研究假设：

H1：并购商誉减值对公司股价崩盘风险具有显著的正向影响，即减值规模越大，公司股价崩盘风险越高。

二、并购商誉减值、信息不对称与股价崩盘风险

结合前文的分析可知，无论基于并购年度还是并购完成后的时点来看，并购商誉减值都可能会对公司股价崩盘风险产生正向影响。那么，当并购公司的内外部信息不对称程度较低时，商誉资产减值与股价崩盘风险间正向作用关系是否会被弱化？

基于并购完成后商誉减值时点来分析，当公司的信息不对称程度较高时，外部市场投资者难以提前预判公司是否会发生商誉资产减值以及发生减值的规模(Schatt et al., 2016)^[23]。一旦公司商誉资产发生减值，会对市场投资者产生冲击影响，减值规模越高，冲击影响越强(Bens et al., 2011)^[3]。相反，当公司内部外不对称水平较低时，市场投资者会对公司商誉减值的规模，形成较为准确的预期，这益于化减公司商誉减值后的市场消极情绪和股价崩盘风险。因此，本文预期并购商誉减值与股价崩盘风险间作用关系在公司信息不对称较高的情境下会更为明显。

以往研究文献指出，当公司内外部信息对称程度较高时，公司管理层越可能隐藏公司负面消息，外部市场投资者无法掌握公司真实的运营状况，造成外部市场投资者对公司股票价格高估，导致股价存在泡沫。一旦公司难以继续隐瞒负面消息，被外部投资者知晓公司真实运营情况，泡沫破灭，股价便会出现断崖式下跌(Jin and Myers, 2006; Kothari et al., 2009; Kim et al., 2016a, b)^{[11][17][12][15]}。据此本文认为，并购交易年度公司

信息不对称较高时，企业内部人更有空间利用内部信息优势进行信息管理，及时披露并购中利好的消息，隐瞒或忽略披露不利于并购开展的坏消息，这会助推公司股价高估泡沫，增强随并购后商誉减值流入市场负面消息的规模，提升公司股价崩盘风险。相反，当并购公司内外部信息不对称水平较低时，公司内部人隐匿坏消息寻租行为的空间越小，公司并购完成后商誉减值引发的股价崩盘风险相应也越低。

综合分析，本文认为，当并购公司的信息不对称程度较低，并购交易时企业内部人隐藏并购项目中坏消息的动机和空间被压缩，同时并购完成后，外部市场投资者能够较为准确和合理地对公司商誉减值预估，双重作用下并购商誉减值对公司股价崩盘风险的影响作用会被缓减。据此，提出以下研究假设：

H2：相比信息不对称低的公司，并购商誉减值与股价崩盘风险间作用关系在信息不对称高的公司更为明显。

研究设计

一、样本选择与数据来源

本文选取2008~2016年我国A股上市公司为初始研究样本。²借鉴以往相关研究惯例(王化成等, 2015; Filip et al., 2015; Kim et al., 2016a, b)^{[30][7][12][15]}，依据如下原则进行数据筛选：(1)剔除金融保险行业的上市公司，这类公司的会计核算体系、资产结构与其他行业公司具有明显差异，致使不具有可比性，故因此删除金融保险行业上市公司的研究样本；(2)剔除公司年度周收益率低于30个观测值的研究样本，以确保股价崩盘风险测量指标计算的可靠性；(3)剔除行业年度内低于10个观测值的研究样本，以保证公司信息不对称测量指标计算的可靠性；³(4)剔除有关实证变量观测值数据缺失及异常的研究样本。为消除极端值可能对数据结果造成的不利影响，本文对股价崩盘风险等连续型变量上下1个百分位数值进行Winsorize处理。本文的研究数据来源于CSMAR数据库。

二、变量定义与衡量

1. 股价崩盘风险

股价崩盘风险CRASHRK：参照已有的研究文献(江轩宇, 许年行, 2015; 王化成等, 2015; Kim et al.,

2016a, b)^{[28] [30] [12] [15]}, 我们选用以下方法来度量公司层面的股价崩盘风险。

首先, 利用每家公司每年内的周股票收益率数据, 按照下列公式(1)进行回归, 以剔除市场对个股收益率的影响。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,t} R_{m,t-2} + \beta_{2,t} R_{m,t-1} + \beta_{3,t} R_{m,t} + \beta_{4,t} R_{m,t+1} + \beta_{5,t} R_{m,t+2} + \zeta_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 为*i*公司股票第*t*周考虑现金红利再投资的收益率, $R_{m,t}$ 为第*t*周经流通市值加权的市场平均收益率。上述回归模型中, 加入市场收益率前后两期项, 是为了调整股票市场非同步性交易的影响。残差项 $\zeta_{i,t}$ 表示的是个股收益率中不能被市场收益率所解释的部分。我们利用该残差项来衡量公司的周特有收益率 $W_{i,t}$, $W_{i,t} = \ln(1 + \zeta_{i,t})$ 。

其次, 基于计算得出的公司股票周特有收益率 $W_{i,t}$, 构造如下指标来度量公司股价崩盘风险。

(1) 负收益偏态系数NCSKEW

使用以下公式(2), 计算出负收益偏态系数NCSKEW。其中, n 为*t*年*i*公司股票的交易周数。NCSKEW数值越大, 表示公司股票特有收益率偏态系数负的程度越高, 股价崩盘风险则越高。

$$NCSKEW = -[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3] / [(n-1)(n-2) (\sum W_{i,t}^2)^{3/2}] \quad (2)$$

(2) 收益率上下波动的比率DUVOL

使用以下公式(3), 计算出公司特有收益率上下波动的比率DUVOL, 其中, $n_d(n_u)$ 为公司年度内股票周特有收益率低于(高于)周特有收益率均值的周数。DUVOL越大, 公司股价崩盘风险越高。

$$DUVOL = \log \{ [(n_u - 1) \sum_{Down} W_{i,t}^2] / [(n_d - 1) \sum_{Up} W_{i,t}^2] \} \quad (3)$$

2. 商誉减值

商誉减值GWIMP: 本文依据财务报表附注中商誉信息进行整理, 得到公司年度商誉减值金额。参照已有研究文献(Beatty and Weber, 2006; Li et al., 2011; Li and Sloan, 2017)^{[2] [20] [19]}, 为消除量纲的影响, 我们将整理到的并购商誉减值金额用上期期末总资产账面价值进行调整处理。为确保商誉减值能够对企业产生一定的影响, 我们对商誉减值下百分一位数值进行断尾处理。

3. 信息不对称

信息不对称ABSDA: 参照Hutton等(2009)^[10]和曹丰等(2015)^[25]的做法, 公司操纵性应计绝对值越大, 公司信息透明度越低, 内外部信息不对称程度越高, 本文采用

累积操纵应计来衡量公司信息不对称。具体而言, 采用分年度和行业的琼斯模型(见公式(4)), 来测算可操纵应计(回归模型得出残差项的绝对值)。通过该模型回归, 分别得出公司商誉减值当年和前两年的操纵应计, 将这三年操纵应计加总项作为单个公司年度内信息不对称ABSDA的测度指标。该指标ABSADA值越大, 说明公司内部信息不对称程度越高。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \xi_{i,t} \quad (4)$$

其中, $TA_{i,t}$ 代表的是*i*公司第*t*年的期末总应计盈余, 等于当年期末经营利润减去经营活动产生的净现金流, $A_{i,t-1}$ 代表的是*i*公司第*t*-1年的期末总资产, $\Delta REV_{i,t}$ 代表的是*i*公司第*t*年和*t*-1年期末销售收入的变化金额, $PPE_{i,t}$ 代表的是*i*公司第*t*年期末固定资产, $\xi_{i,t}$ 为残差项。

4. 其它变量的衡量

参照过去的研究文献(王化成等, 2015; Kim et al., 2016a, b)^{[30] [12] [15]}, 本文选取企业规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、经营业绩(ROA)、股票回报率(RET)、股票回报率波动(SIGMA)、超额换手率(DTURN)、市账比(M/B)、本期的股票负收益偏度系数(NCSKEW)、股票收益率上下波动比例(DUVOL)、会计稳健性⁴(CSCORE)变量来控制公

表1 变量定义与说明

变量符号	变量定义与计算
DUVOL	衡量公司股价崩盘风险, 公司股票收益上下波动的比例, 算法详见正文
NCSKEW	衡量公司股价崩盘风险, 公司股票负收益偏度系数, 算法详见正文
GWIMP	衡量并购商誉减值规模, 等于: 并购商誉减值金额/总资产账面价值
ABSADA	衡量公司信息不对称, 公司商誉减值当年和过去两年操纵应计绝对值加总, 算法见正文
SIZE	公司规模, 等于: 公司期末总资产取自然对数
LEV	资产负债率, 等于: 期末负债/期末总资产
ROA	经营业绩, 等于: 期末净利润/期末总资产
M/B	市账比, 等于: 期末公司权益市场价值/期末公司权益账面价值
RET	股票回报率, 股票年度平均周收益率
SIGMA	股票回报率波动, 股票年度内所有周收益率的标准差
DTURN	月均超额换手率, 当年月度换手率的均值减去上年月度换手率的均值
CSCORE	会计稳健性, 参照Khan and Watts (2009)和唐清泉等(2018) ^[29] 的方法计算公司年度的会计稳健性指数
YEAR	年度虚拟变量, 由于样本年度为2008-2016年, 因此设置8个虚拟变量
INDUSTRY	行业虚拟变量, 行业分类依据证监会行业分类指导的标准, 制造业公司较多, 按其二级行业分类, 其他行业直接以其大类进行分类, 共划分为21个行业, 故设置20个行业虚拟变量

司基本面特征对股票崩盘风险的影响。此外，本文还控制了行业(INDUSTRY)和年度(YEAR)效应可能的影响，具体变量定义见表1。

三、模型设定

为检验假设H1，本文借鉴Kim等(2016a,b)^{[12] [15]}的研究思路，构建了以下模型，以此来分析并购商誉减值对公司股价崩盘风险的影响，具体见式子(5)：

$$CRASHRISK_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 GWIMP_{i,t} + \alpha_2 CONTROL_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (5)$$

其中，被解释变量为公司股价崩盘风险CRASHRISK_{i,t+1} (采用NCSKEW和DUVOL指标来衡量，稳健性检验部分采用CRASH指标来衡量)，解释变量为商誉减值规避

GWIMP_{i,t}，CONTROL_{i,t}为相应的控制变量，α₀为常数项，α₁为估计系数，α₂为控制变量估计系数，ζ_{i,t}为回归残差项。若研究假设H1成立，那么估计系数α₁应显著为正。

为检验假设H2，参照叶康涛等(2015)^[36]的研究思路，本文依据信息不对称ABSDA指标中位数，将全样本分成高信息不对称和低信息不对称两组，分别在两组中对上述模型(5)进行回归，比较上述回归系数的显著性，以判断不同信息不对称环境下并购商誉减值与股价崩盘风险间作用关系。

实证结果与分析

一、描述性统计结果

表2陈列出本文主要研究变量的描述性统计结果。由表2中结果可看出，股价崩盘风险指标NCSKEW_{t+1}和DUVOL_{t+1}的均值分别为-0.286和-0.200，中位数分别为-0.245和-0.176，这两个指标值总体上比王化成等(2015)^[30]研究大样本中的该值略高，这可能与本文样本选择全部为有商誉减值上市公司以及样本量较小有关。NCSKEW_{t+1}和DUVOL_{t+1}的标准差分别为0.675和0.480，这表明研究样本中股价崩盘风险值分布波动性较大，这可能与公司并购商誉减值规模有关。经总资产账面价值调整后的并购商誉减值指标GWIMP_t的均值为0.007，该比值虽较小，但实际上商誉减值金额较大。GWIMP_t的标准差为0.025，与其均值的比值较大，说明数据离散程度较

表2 描述性分析结果

变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NCSKEW _{t+1}	2369	-0.286	0.675	-2.251	-0.245	1.497
DUVOL _{t+1}	2369	-0.200	0.480	-1.370	-0.176	1.031
GWIMP _t	2369	0.007	0.027	0.000	0.002	0.664
ABSDA _t	2369	0.175	0.120	0.010	0.146	0.847
NCSKEW _t	2369	-0.311	0.682	-2.350	-0.264	1.466
DUVOL _t	2369	-0.222	0.476	-1.382	-0.207	0.959
SIZE _t	2369	22.370	1.281	19.920	22.190	26.490
LEV _t	2369	0.476	0.197	0.078	0.483	0.869
MB _t	2369	3.766	2.761	0.795	2.952	16.620
ROA _t	2369	0.035	0.050	-0.160	0.030	0.170
RET _t	2369	0.005	0.011	-0.019	0.003	0.037
SIGMA _t	2369	0.070	0.027	0.031	0.064	0.159
DTURN _t	2369	-0.045	0.361	-0.983	-0.036	0.896
CSCORE _t	2369	0.022	0.085	-0.404	0.027	0.487

表3 Pearson相关分析结果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1.NCSKEW _{t+1}	1													
2.DUVOL _{t+1}	0.885***	1												
3.GWIMP _t	0.079**	0.077**	1											
4.ABSDA _t	0.020	0.0280	0.176***	1										
5.NCSKEW _t	0.066	0.069*	0.051	0.029	1									
6.DUVOL _t	0.059	0.065	0.062	0.026	0.889***	1								
7.SIZE _t	-0.130***	-0.140***	-0.169***	-0.072**	-0.134***	-0.151***	1							
8.LEV _t	-0.083***	-0.079**	-0.072**	0.147***	-0.075**	-0.080***	0.487***	1						
9.MB _t	0.112***	0.100***	0.217***	0.137***	0.075**	0.063	-0.443***	-0.133***	1					
10.ROA _t	0.049	0.051	-0.127***	-0.054	0.042	0.0260	0.011	-0.327***	0.055	1				
11.RET _t	0.045	0.0180	0.0240	-0.008	-0.088***	-0.095***	-0.117***	-0.098***	0.427***	0.067	1			
12.SIGMA _t	-0.062	-0.076**	0.078**	0.038	-0.070*	-0.073**	-0.168***	-0.091***	0.380***	-0.111***	0.527***	1		
13.DTURN _t	-0.083***	-0.102***	-0.005	-0.010	-0.037	-0.045	-0.007	-0.011	0.142***	-0.001	0.597***	0.403***	1	
14.CSCORE _t	0.006	0.0220	0.134***	0.084***	0.062	0.087***	-0.631***	-0.002	0.217***	-0.275***	0.016	0.159***	0.009	1

注：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

高,由极值也可反应出来。其它变量的描述性统计分析结果与以往的研究文献较为一致(王化成等,2015;Kim et al.,2016b)^{[30][15]}。

二、相关分析结果

表3列式了主要研究变量间的Pearson相关分析结果。由表中结果可知,NCSKEW_{t+1}和DUVOL_{t+1}间相关系数为0.885,显著性水平为1%,这说明股价崩盘风险两个测度指标具有较高的一致性。并购商誉减值GWIMP_t与股价崩盘风险两者指标(NCSKEW_{t+1}和DUVOL_{t+1})间相关系数DUVOL_{t+1}的相关系数分别为0.079和0.077,均在5%水平下显著。这表明,并购商誉减值与公司股价崩盘风险间具有显著的正相关关系,初步验证了研究假设H1。但这忽视了其他因素对公司股价崩盘风险的影响作用,因此假设H1尚需要进行更为严格的回归分析检验。余者可以此类推。此外,由表3中结果可得出,上文模型设定中主变量两两间相关系数小于0.5,说明回归模型中变量间多重共线性问题较弱。

表4 研究假设H1的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	DUVOL _{t+1}	DUVOL _{t+1}
GWIMP _t	1.777*** (3.44)	1.404*** (2.64)	1.241*** (3.40)	0.998*** (2.65)
NCSKEW _t		0.075*** (3.59)		
DUVOL _t				0.073*** (3.44)
RET _t		6.950*** (2.83)		3.320* (1.91)
SIGMA _t		-0.244 (-0.24)		-0.092 (-0.13)
DTURN _t		-0.136** (-2.43)		-0.096** (-2.43)
SIZE _t		-0.058** (-2.41)		-0.058*** (-3.43)
LEV _t		0.081 (0.72)		0.140* (1.74)
MB _t		0.008 (1.13)		0.002 (0.36)
ROA _t		0.315 (1.00)		0.379* (1.70)
CSCORE _t		-0.514* (-1.86)		-0.379* (-1.94)
CONSTANT	-0.228*** (-2.67)	1.034* (1.90)	-0.117* (-1.94)	1.132*** (2.93)
YEAR	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes
N	2369	2369	2369	2369
F	5.971***	6.063***	6.607***	6.517***
AR ²	0.057	0.075	0.064	0.081

t statistics in parentheses

*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

三、回归分析结果与假设检验

1. 研究假设H1检验结果

为检验H1研究假设,通过对上文设定的并购商誉减值与公司股价崩盘风险模型(5)进行多元回归分析,表4列示了该模型的OLS回归分析结果。表4中,第1列和第2列的被解释变量是NCSKEW_{t+1},第3列和第4列的被解释变量是DUVOL_{t+1},第1和3列仅控制了解释变量GWIMP_t、年度和行业固定效应,第2和4列分别是在第1和3列基础上加入影响公司股价崩盘风险的控制变量。

由第1和3列回归结果可得出,并购商誉价值规模(GWIMP_t)的参数估计值分别为1.777和1.241,且在1%水平上显著。这些结果说明,单控制年度和行业固定效应后,并购商誉减值对公司股价崩盘风险有显著的正向影响。由第2和4列回归结果可看出,并购商誉价值规模(GWIMP_t)的参数估计值分别为1.404和0.998,且在1%水平上显著。由此可见,控制了一系列影响股价崩盘风

表5 研究假设H2的检验结果

变量	高信息不对称程度组	低信息不对称程度组	高信息不对称程度组	低信息不对称程度组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	DUVOL _{t+1}	DUVOL _{t+1}
GWIMP _t	1.467*** (2.60)	2.456 (1.24)	1.015** (2.54)	2.281 (1.64)
NCSKEW _t	0.081*** (2.72)	0.062** (2.06)		
DUVOL _t			0.065** (2.14)	0.069** (2.29)
RET _t	7.024** (2.09)	8.324** (2.25)	3.276 (1.37)	4.310* (1.66)
SIGMA _t	-0.641 (-0.45)	0.262 (0.18)	-0.716 (-0.71)	0.779 (0.74)
DTURN _t	-0.154** (-2.02)	-0.108 (-1.29)	-0.125** (-2.31)	-0.065 (-1.11)
SIZE _t	-0.036 (-1.08)	-0.100*** (-2.68)	-0.039* (-1.68)	-0.090*** (-3.42)
LEV _t	0.063 (0.41)	0.157 (0.91)	0.112 (1.02)	0.214* (1.77)
MB _t	0.010 (1.15)	-0.004 (-0.30)	0.005 (0.81)	-0.009 (-1.03)
ROA _t	0.437 (1.11)	0.152 (0.27)	0.271 (0.97)	0.649* (1.67)
CSCORE _t	-0.167 (-0.45)	-1.154*** (-2.64)	-0.110 (-0.42)	-0.849*** (-2.76)
CONSTANT	0.600 (0.81)	1.783** (2.10)	0.756 (1.44)	1.676*** (2.81)
YEAR	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes
N	1185	1184	1185	1184
AR ²	0.078	0.071	0.077	0.090
F	3.690***	3.369***	3.688***	4.094***

t statistics in parentheses

*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

险的因素(如企业规模 $SIZE_t$ 、资产负债率 LEV_t 、市账比 MB_t 、经营业绩 ROA_t 、股票年度内平均回报率 RET_t 、股票回报率波动 $SIGMA_t$ 、超额换手率 $DTURN_t$ 以及当期的股价崩盘风险 $NCSKEW_t$ 、 $DUVOL_t$)，以及年度和行业固定效应后，并购商誉减值对公司股价崩盘风险仍然具有显著的正向影响，即并购商誉减值规模越大，公司未来股价崩盘风险越高，前文假设H1得到验证。

2. 研究假说H2检验

为检验H2研究假设，本文采取分组回归方法，在高和低信息不对称两组中，对并购商誉减值与股价崩盘风险模型进行多元回归分析。表5列示了研究假设H2检验的OLS回归分析结果。表5中，第1列和2列的被解释变量是 $NCSKEW_{t+1}$ ，第3列和4列的被解释变量是 $DUVOL_{t+1}$ ，第1列和3列报告的是高公司信息不对称组多元回归结果，第2列和4列报告的是低公司信息不对称组下的多元

表6 进一步研究的实证检验结果

变量	商誉增加样本		高泡沫组样本		低泡沫组样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$
$GWADD_t$	0.064 (1.10)	0.062 (1.52)				
$GWIMP_t$			1.494*** (2.69)	1.110*** (2.81)	-18.087 (-1.58)	-10.914 (-1.35)
$NCSKEW_t$	0.045** (2.22)		0.062** (2.13)		0.058* (1.87)	
$DUVOL_t$		0.049** (2.53)		0.054* (1.85)		0.061* (1.95)
RET_t	5.818*** (2.77)	4.049*** (2.74)	10.199*** (2.97)	6.386*** (2.61)	4.499 (1.23)	1.234 (0.48)
$SIGMA_t$	-1.458 (-1.59)	-1.668*** (-2.59)	-1.381 (-0.98)	-0.870 (-0.87)	0.410 (0.27)	0.375 (0.35)
$DTURN_t$	-0.029 (-0.58)	-0.009 (-0.26)	-0.162** (-2.17)	-0.113** (-2.13)	-0.101 (-1.18)	-0.070 (-1.16)
$SIZE_t$	-0.095*** (-4.13)	-0.081*** (-4.97)	-0.069* (-1.69)	-0.061** (-2.11)	-0.065** (-2.02)	-0.061*** (-2.72)
LEV_t	-0.037 (-0.33)	0.007 (0.08)	-0.023 (-0.14)	0.060 (0.52)	0.195 (1.18)	0.222* (1.91)
MB_t	0.014** (1.99)	0.006 (1.22)	0.005 (0.59)	-0.002 (-0.28)	0.007 (0.68)	0.004 (0.49)
ROA_t	0.918** (2.30)	0.372 (1.32)	0.150 (0.36)	0.199 (0.68)	0.414 (0.80)	0.513 (1.42)
$CSCORE_t$	-0.362 (-1.32)	-0.316 (-1.64)	-0.713 (-1.52)	-0.531 (-1.60)	-0.481 (-1.36)	-0.328 (-1.32)
CONSTANT	2.147*** (3.99)	1.853*** (4.88)	1.849* (1.96)	1.600** (2.38)	1.010 (1.29)	0.869 (1.58)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	2515	2515	1185	1185	1184	1184
F	7.915***	8.748***	4.098***	4.253***	3.216***	3.403***
AR^2	0.095	0.105	0.090	0.095	0.066	0.072

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

回归结果。

由表5中第1和2列的结果可知，在公司信息不对称程度较高组中，并购商誉价值规模($GWIMP_t$)的参数估计值为1.467，且在1%水平上显著；在公司信息不对称程度较低组中，并购商誉价值规模($GWIMP_t$)的参数估计值为2.456，但不显著。由第3和4列的结果可得出，在公司信息不对称程度较高组中，并购商誉价值规模($GWIMP_t$)的参数估计值为1.015，且在5%水平上显著；在公司信息不对称程度较低组中，并购商誉价值规模($GWIMP_t$)的参数估计值为2.281，但不显著。这些回归结果说明，并购商誉减值与股价崩盘风险正向关系在公司信息不对称程度较高组中更为显著，即前文假设H2得到验证。

四、进一步研究与稳健性检验结果

现已有研究发现，并购商誉与公司股价崩盘风险间具有显著的正向相关关系(王文姣等，2017；杨威等，2018)^{[31] [34]}。区别于这些研究，本文将并购商誉信息分

表7 重新测度商誉减值的敏感性测试结果

变量	全样本组		高信息不对称组		低信息不对称组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$
$GWIMPS_t$	0.876*** (2.70)	0.479** (2.09)	0.922** (2.47)	0.480* (1.81)	0.845 (1.14)	0.529 (1.02)
$NCSKEW_t$	0.075*** (3.61)		0.083*** (2.80)		0.062** (2.07)	
$DUVOL_t$		0.074*** (3.50)		0.068** (2.24)		0.071** (2.36)
RET_t	7.132*** (2.91)	3.388* (1.95)	7.197** (2.13)	3.303 (1.38)	8.551** (2.31)	4.432* (1.70)
$SIGMA_t$	-0.284 (-0.28)	-0.103 (-0.14)	-0.712 (-0.50)	-0.743 (-0.73)	0.306 (0.20)	0.839 (0.80)
$DTURN_t$	-0.136** (-2.42)	-0.095** (-2.41)	-0.152** (-1.99)	-0.122** (-2.25)	-0.112 (-1.34)	-0.068 (-1.16)
$SIZE_t$	-0.054** (-2.26)	-0.056*** (-3.29)	-0.028 (-0.85)	-0.034 (-1.45)	-0.102*** (-2.75)	-0.092*** (-3.50)
LEV_t	0.105 (0.92)	0.148* (1.83)	0.089 (0.57)	0.116 (1.04)	0.187 (1.08)	0.234* (1.92)
MB_t	0.008 (1.17)	0.002 (0.50)	0.012 (1.34)	0.007 (1.09)	-0.005 (-0.39)	-0.009 (-1.03)
ROA_t	0.429 (1.32)	0.422* (1.84)	0.542 (1.34)	0.290 (1.01)	0.273 (0.48)	0.718* (1.80)
$CSCORE_t$	-0.490* (-1.77)	-0.359* (-1.84)	-0.140 (-0.38)	-0.092 (-0.35)	-1.150*** (-2.63)	-0.837*** (-2.72)
CONSTANT	0.984 (1.60)	0.957** (2.20)	0.599 (0.79)	0.684 (1.26)	2.071** (2.33)	1.717*** (2.75)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	2369	2369	1184	1184	1185	1185
F	6.073***	6.440***	3.657***	3.570***	3.373***	4.078***
AR^2	0.075	0.080	0.077	0.074	0.071	0.090

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

为商誉增加和商誉减值,进一步探讨并购商誉增加是否会影响公司股价崩盘风险,实证分析结果如表6所示。由该表中第(1)和(2)列结果显示,商誉增加(GWADD_t)对公司未来的股价崩盘风险并无显著的影响作用。这表明,并购商誉信息中,只有商誉减值才会引起公司股价崩盘风险的增加,进一步佐证了本文的主要研究结论。

Ge et al.(2011)^[8]指出,收购方公司在股票对价的并购中,为降低收购成本会进行信息管理,隐藏公司坏消息,拉升公司股价。杨威等(2018)^[34]认为,由于并购交易完成期跨度较长,并购利好信息的反复持续发酵容易推高股价,同时收购方公司多采用增发方式进行并购融资,由于增发的锁定期较长,可避免短期内大量新增股票抛售造成股价下跌的压力。唐清泉等(2018)^[29]认为,公司管理层为并购项目顺利完成提高自身的私利,会配合收购方公司大股东,利用内部信息优势进行并购消息

管理。这些因素会助推并购时收购公司的股价,致使股价存在泡沫。据此,本文认为公司并购年度股价高估泡沫会随并购后商誉减值而破灭,加剧公司股价崩盘风险。杨威等(2018)^[34]的研究得出,公司商誉规模越大,并购年度股价泡沫越严重,本文借鉴该做法,选用公司商誉规模衡量并购年度股价泡沫程度,探讨不同股价泡沫组下商誉减值对股价崩盘风险的影响。由表6中(3)-(6)列回归结果可得出,在股价泡沫高的组中,商誉减值对股价崩盘风险具有显著的正向影响,而在股价泡沫低组则没有影响。这表明公司并购年度股价泡沫越高,商誉减值越能引发股价崩盘风险,因而并购年度股价高估是商誉减值影响公司股价崩盘风险的重要作用机制。

为证实研究结论的稳健性,本文做了以下敏感性测试检验:其一,借鉴王文姣等(2017)^[31]的做法,本文选用营业收入调整后的商誉减值指标来重新测度设定模型中的解释变量,敏感性测试结果如表7所示。由表7中

表8 运用修正的琼斯模型和与业绩匹配的琼斯模型重新测度信息不对称的敏感性测试结果

变量	运用修正的琼斯模型测度信息不对称				运用与业绩匹配琼斯模型测度信息不对称			
	高信息不对称程度组		低信息不对称程度组		高信息不对称程度组		低信息不对称程度组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}
GWIMP _t	1.400** (2.50)	0.977** (2.45)	2.734 (1.35)	2.712* (1.91)	1.378** (2.46)	0.846** (2.10)	1.371 (0.84)	1.967* (1.73)
NCSKEW _t	0.079*** (2.64)		0.061** (2.03)		0.048 (1.64)		0.088*** (2.86)	
DUVOL _t		0.072** (2.35)		0.060** (1.98)		0.039 (1.30)		0.092*** (3.02)
RET _t	7.530** (2.24)	3.952* (1.66)	8.209** (2.21)	3.989 (1.53)	8.284** (2.47)	4.921** (2.04)	5.104 (1.39)	1.374 (0.54)
SIGMA _t	-0.810 (-0.57)	-0.880 (-0.87)	0.075 (0.05)	0.758 (0.72)	-1.239 (-0.90)	-1.335 (-1.35)	0.559 (0.36)	0.918 (0.85)
DTURN _t	-0.145* (-1.90)	-0.115** (-2.12)	-0.122 (-1.45)	-0.080 (-1.36)	-0.137* (-1.77)	-0.101* (-1.82)	-0.121 (-1.48)	-0.078 (-1.37)
SIZE _t	-0.032 (-0.97)	-0.033 (-1.41)	-0.101*** (-2.72)	-0.092*** (-3.54)	-0.067** (-2.00)	-0.052** (-2.18)	-0.054 (-1.46)	-0.061** (-2.39)
LEV _t	0.060 (0.39)	0.118 (1.08)	0.133 (0.77)	0.189 (1.56)	0.170 (1.10)	0.152 (1.37)	0.011 (0.07)	0.124 (1.03)
MB _t	0.012 (1.32)	0.006 (1.02)	-0.004 (-0.33)	-0.010 (-1.16)	0.009 (0.97)	0.005 (0.78)	0.011 (0.92)	0.002 (0.26)
ROA _t	0.517 (1.32)	0.306 (1.10)	-0.070 (-0.13)	0.486 (1.25)	-0.214 (-0.52)	-0.083 (-0.28)	0.958* (1.88)	0.974*** (2.74)
CSCORE _t	-0.235 (-0.64)	-0.157 (-0.60)	-1.110** (-2.54)	-0.815*** (-2.65)	-0.612* (-1.66)	-0.377 (-1.42)	-0.504 (-1.19)	-0.424 (-1.44)
CONSTANT	0.553 (0.74)	0.651 (1.23)	1.813** (2.16)	1.728*** (2.93)	1.210 (1.62)	1.028* (1.91)	0.906 (1.09)	1.132* (1.96)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	1185	1185	1184	1184	1185	1185	1184	1184
AR ²	0.078	0.076	0.069	0.090	0.081	0.075	0.073	0.089
F	3.643***	3.579***	3.320***	4.089***	3.741***	3.541***	3.451***	4.050***

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表9 运用审计师质量重新测度信息不对称的敏感性测试结果

变量	运用是否为四大审计师测度信息不对称				运用是否为六大审计师测度信息不对称			
	高信息不对称程度组		低信息不对称程度组		高信息不对称程度组		低信息不对称程度组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}
GWIMP _t	1.429*** (2.67)	1.024*** (2.72)	31.970 (1.44)	23.047 (1.43)	1.141** (2.07)	0.793** (2.04)	2.976 (1.25)	2.329 (1.38)
NCSKEW _t	0.074*** (3.41)		0.034 (0.35)		0.073*** (3.05)		0.060 (1.31)	
DUVOL _t		0.073*** (3.31)		-0.031 (-0.33)		0.062** (2.56)		0.079* (1.71)
RET _t	6.706*** (2.63)	2.867 (1.60)	12.947 (1.14)	9.344 (1.15)	6.321** (2.29)	2.472 (1.27)	10.734* (1.89)	6.270 (1.56)
SIGMA _t	0.127 (0.12)	0.337 (0.45)	1.785 (0.40)	0.246 (0.08)	0.044 (0.04)	0.217 (0.27)	-2.013 (-0.85)	-1.414 (-0.85)
DTURN _t	-0.147*** (-2.58)	-0.110*** (-2.74)	-0.113 (-0.34)	0.014 (0.06)	-0.130** (-2.09)	-0.096** (-2.20)	-0.103 (-0.76)	-0.064 (-0.67)
SIZE _t	-0.052* (-1.93)	-0.050*** (-2.61)	-0.044 (-0.39)	-0.005 (-0.06)	-0.044 (-1.51)	-0.047** (-2.28)	-0.097* (-1.90)	-0.082** (-2.28)
LEV _t	0.081 (0.68)	0.140* (1.69)	-0.380 (-0.44)	-0.765 (-1.22)	0.066 (0.52)	0.132 (1.47)	0.113 (0.40)	0.132 (0.66)
MB _t	0.009 (1.21)	0.003 (0.58)	-0.105 (-1.19)	-0.088 (-1.38)	0.014* (1.87)	0.008 (1.37)	-0.020 (-1.18)	-0.021* (-1.70)
ROA _t	0.327 (1.01)	0.378* (1.66)	-0.668 (-0.31)	-0.517 (-0.33)	-0.012 (-0.03)	0.163 (0.65)	1.509** (2.12)	1.082** (2.14)
CSCORE _t	-0.441 (-1.45)	-0.314 (-1.47)	-0.258 (-0.29)	0.011 (0.02)	-0.449 (-1.36)	-0.352 (-1.51)	-0.871 (-1.58)	-0.552 (-1.42)
CONSTANT	0.806 (1.30)	0.885** (2.02)	1.572 (0.62)	0.774 (0.42)	0.632 (0.95)	0.830* (1.76)	2.551** (2.07)	2.095** (2.40)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	2209	2209	160	160	1829	1829	540	540
AR ²	5.377***	5.630***	2.173***	2.747***	4.707***	4.926***	2.738***	3.077***
F	0.070	0.074	0.186	0.254	0.072	0.075	0.104	0.122

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

结果可看出, 本文的研究结论没有发生改变。

其二, 选用修正的琼斯模型和与绩效匹配的修正琼斯模型分别对信息不对称指标重新度量⁵, 对研究结论进行稳健性检验, 检验结果见表8所示。同时有研究指出, 经过大所审计的公司信息质量越高, 公司内外部信息不对称越低(吴育辉等, 2017)^[32]。为此, 本文选用审计师质量来重新衡量公司信息不对称, 连续三年经大所(四大或六大)审计的公司信息不对称低, 否则公司信息不对称高, 稳健性检验结果如表9所示。由表8和9中结果可得, 相比低信息不对称的公司, 并购商誉减值与股价崩盘风险在高信息不对称的公司中更为明显, 佐证本文得出的结论较为稳健。

其三, 为得到更加稳健的研究结论, 本文借鉴王化成等(2015)^[30]的做法, 采用聚类方法对标准误进行调整, 调整后的检验结果见表10所示。表10中回归结果显示, 前文得出的研究仍被支持。

表10 标准误调整后的敏感性测试结果

变量	全样本组		高信息不对称组		低信息不对称组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}
GWIMP _t	1.404*** (3.11)	0.998*** (3.43)	1.470*** (3.18)	1.019*** (3.43)	2.454 (1.16)	2.276* (1.70)
NCSKEW _t	0.075*** (3.72)		0.081*** (3.01)		0.062** (2.13)	
DUVOL _t		0.073*** (3.28)		0.065** (2.24)		0.070** (2.21)
RET _t	6.950*** (3.09)	3.320* (1.92)	7.015** (2.29)	3.255 (1.37)	8.351** (2.41)	4.353* (1.73)
SIGMA _t	-0.244 (-0.24)	-0.092 (-0.12)	-0.646 (-0.44)	-0.733 (-0.70)	0.264 (0.18)	0.784 (0.77)
DTURN _t	-0.136** (-2.47)	-0.096** (-2.35)	-0.154** (-2.04)	-0.125** (-2.33)	-0.108 (-1.27)	-0.065 (-1.01)
SIZE _t	-0.058** (-2.25)	-0.058*** (-3.43)	-0.035 (-1.04)	-0.038* (-1.70)	-0.100** (-2.56)	-0.090*** (-3.31)
LEV _t	0.081 (0.71)	0.140* (1.72)	0.063 (0.40)	0.112 (1.01)	0.156 (0.90)	0.213* (1.78)
MB _t	0.008 (1.08)	0.002 (0.31)	0.010 (1.17)	0.005 (0.83)	-0.004 (-0.31)	-0.009 (-0.97)
ROA _t	0.315 (0.94)	0.379 (1.51)	0.433 (1.05)	0.264 (0.85)	0.154 (0.26)	0.652 (1.58)
CSCORE _t	-0.514* (-1.68)	-0.379* (-1.92)	-0.170 (-0.46)	-0.116 (-0.49)	-1.147** (-2.28)	-0.840** (-2.56)
CONSTANT	1.076* (1.84)	1.015*** (2.62)	0.777 (1.02)	0.788 (1.55)	2.040** (2.33)	1.690*** (2.76)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	2369	2369	1184	1184	1185	1185
F	7.394***	9.202***	5.894***	4.988***	5.140***	7.587***
AR ²	0.075	0.081	0.077	0.077	0.071	0.091

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

此外, 本文为确保商誉减值能对企业产生一定的影响, 选取商誉减值规模(GWIMP_t)大于0.001和0.01以及商誉减值金额大于500万等样本来做稳健性检验。同时, 为排除遗漏变量对本文研究结论产生影响, 本文增加董事会结构(董事会规模BOARD、独立董事比例INDEPBR)和股权结构特征(大股东持股比例TOP1、两职合一DUAL)等遗漏变量做稳健性检验。这一系列敏感性测试结果见表11所示, 由表中回归结果可知, 本文的研究结论并未发生实质性改变。

研究结论与启示

我国资本市场经过多轮并购浪潮后, 上市公司并购

表11 样本调整以及增加遗漏变量的敏感性测试结果

变量	增加遗漏变量		剔除GWIMP<0.001 样本		剔除GWIMP<0.01 样本		剔除商誉减值金额低 于500万样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}	NCSKEW _{t-1}	DUVOL _{t-1}
GWIMP _t	1.550*** (2.90)	1.070*** (2.84)	1.226** (2.24)	0.856** (2.17)	1.447** (2.26)	1.142** (2.38)	1.382** (2.37)	1.039** (2.50)
NCSKEW _t	0.071*** (3.37)		0.068** (2.56)		0.075 (1.23)		0.071** (2.57)	
DUVOL _t		0.069*** (3.22)		0.052* (1.94)		0.028 (0.45)		0.074*** (2.65)
RET _t	6.626*** (2.69)	3.167* (1.82)	4.159 (1.33)	1.988 (0.88)	8.174 (1.28)	7.409 (1.55)	3.394 (1.01)	1.136 (0.48)
SIGMA _t	-0.514 (-0.50)	-0.275 (-0.38)	-1.512 (-1.17)	-0.698 (-0.75)	-2.589 (-2.90)	-2.582 (-1.21)	-0.396 (-0.29)	0.055 (0.06)
DTURN _t	-0.131** (-2.34)	-0.093** (-2.35)	-0.115* (-1.71)	-0.090* (-1.86)	-0.326** (-2.49)	-0.234** (-2.38)	-0.131* (-1.73)	-0.109** (-2.04)
SIZE _t	-0.058** (-2.32)	-0.064*** (-3.62)	-0.050 (-1.47)	-0.054** (-2.20)	-0.209** (-2.49)	-0.163*** (-2.60)	-0.067** (-2.13)	-0.066*** (-2.95)
LEV _t	0.112 (0.98)	0.167** (2.05)	0.077 (0.53)	0.148 (1.43)	0.395 (1.22)	0.435* (1.79)	0.151 (0.95)	0.185 (1.64)
MB _t	0.008 (1.08)	0.002 (0.31)	0.019** (2.22)	0.009 (1.42)	-0.007 (-0.43)	-0.013 (-1.07)	0.015 (1.51)	0.003 (0.36)
ROA _t	0.294 (0.92)	0.336 (1.49)	0.165 (0.45)	0.228 (0.86)	0.838 (1.27)	0.645 (1.30)	0.798** (1.97)	0.688** (2.39)
CSCORE _t	-0.552** (-1.98)	-0.412** (-2.09)	-0.633* (-1.69)	-0.441 (-1.63)	-2.326** (-2.56)	-1.697** (-2.49)	-0.695** (-1.97)	-0.486* (-1.93)
TOP1 _t	0.001 (1.02)	0.001 (1.38)						
DUAL _t	0.088*** (2.63)	0.072*** (3.02)						
BOARDS _t	-0.056 (-0.65)	0.076 (1.24)						
INDEPBR _t	-0.577** (-2.12)	-0.275 (-1.42)						
CONSTANT	1.298** (2.02)	0.965** (2.13)	0.842 (1.10)	1.036* (1.88)	4.754** (2.42)	3.720** (2.54)	1.387 (1.42)	1.131 (1.63)
YEAR	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
INDUSTRY	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	2335	2335	1464	1464	327	327	1371	1371
F	5.734***	6.310***	4.104***	4.233***	2.316***	1.999***	4.306***	4.540***
AR ²	0.078	0.087	0.075	0.077	0.130	0.102	0.084	0.089

t statistics in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

商誉规模快速增长，后续减值潜在风险不容小觑。本文聚焦我国并购情景，探讨商誉减值对公司股价崩盘风险的影响作用，研究结果发现，并购商誉减值显著正向影响公司股价崩盘风险，而商誉增加对股价崩盘风险并无显著影响，这表明新会计准则下，我国上市公司披露的商誉信息中减值信息具有价值相关性。本文进一步研究发现，公司内外部信息不对称程度越高和并购年度股价泡沫越大时，商誉减值与股价崩盘风险的影响更加显著，这表明信息不对称和股价泡沫是商誉资产减值对公司股价崩盘风险产生影响的重要边界条件。

本文研究结论的现实启示在于：第一，监管者应该积极引导企业进行理性并购，做到真正价值创造的并购，从源头上遏制公司并购后商誉减值的规模，化减公司股价崩盘风险。第二，公司内外部信息不对称

和并购股价高估泡沫会加剧商誉减值引发的股价崩盘风险，为缓减商誉减值引起的股价崩盘风险，一方面监管者需要强化上市公司并购重组信息披露，防范公司内部人利用信息优势进行信息管理，导致股价高估泡沫，同时引导投资者理性对待并购利好信息，避免跟风炒作，引发股价巨大波动；另一方面降低公司内外部信息不对称，提高资产市场定价效率，可通过提升上市公司会计信息质量，增强信息决策的有用性，也可完善分析师和审计师等第三方市场，强化其独立性，积极发挥信息治理功能，约束企业内部人利用信息管理的寻租行为。 ■

[基金项目：本文是国家自然科学基金面上项目“不确定性、会计稳健性与并购重组有效决策的机制研究”(71672204)和国家自然科学基金青年项目“VC/PE在并购重组中的作用及影响机制研究”(71702038)资助的阶段性研究成果]

注释

1. 资料来源：<http://finance.sina.com.cn/stock/marketresearch/2017-04-26/doc-ifyetwtf8214829.shtml>
2. 已有研究认为，在商誉减值测试的第一年，公司披露的商誉信息可能更多是对以前商誉的调整，因而可能会使得研究结果存在噪音(Filip et al., 2015; 徐经长等, 2017)^{[7] [33]}。据此，本文选取2008年作为研究样本的初始年份。
3. 该做法是借鉴Filip et al. (2015)^[7]衡量公司操作性盈余的做

法，我们剔除年度行业内低于16或20个观测值，本文得出的研究结论并未发生改变。

4. 具体的衡量方式可参见唐清泉等(2018)^[29]的做法。

5. 修正的琼斯模型和与绩效匹配的修正琼斯模型分别是在上述计算操纵性应计琼斯模型(见公式4)基础上，加入当期应收账款变化和当期资产收益率。

参考文献：

- [1] Barger L L, Schlingemann F P, Stulz R M, et al. Why Do Private Acquirers Pay so Little Compared to Public Acquirers?]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89(3): 375-390.
- [2] Beatty A, Weber J. Accounting Discretion in Fair Value Estimates: An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(2): 257-288.
- [3] Bens D A, Heltzer W, Segal B. The Information Content of Goodwill Impairments and the Adoption of SFAS 142]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2011, 26(3): 527-555.
- [4] Bleck A, Liu X. Market Transparency and the Accounting Regime]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(2): 229-256.
- [5] Bostwick E D, Krieger K, Lambert S L. Relevance of Goodwill Impairments to Cash Flow Prediction and Forecasting]. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 2016, 31(3): 137-154.
- [6] Cheng S, Indjejikian R. Managerial Influence and CEO Performance Incentives]. *International Review of Law & Economics*, 2009, 29(2): 115-126.
- [7] Filip A, Jeanjean T, Paugam L. Using Real Activities to Avoid Goodwill Impairment Losses: Evidence and Effect on Future Performance]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2015, 42(3-4): 515-554.
- [8] Ge R, Lennox C. Do Acquirers Disclose Good News or Withhold Bad News When They Finance Their Acquisitions Using Equity?]. *Review of Accounting Studies*, 2011, 16(1): 183-217.
- [9] Gu F, Lev B. Overpriced Shares, Ill-Advised Acquisitions, and Goodwill Impairment]. *Accounting Review*, 2011, 86(6): 1995-2022.
- [10] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [11] Jin L, Myers S C. R2 around the World: New Theory and New Tests]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.
- [12] Kim J B, Li L, Lu L Y, et al. Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk]. *Journal of Accounting & Economics*, 2016a, 61(2-3): 294-312.
- [13] Kim J B, Li Y, Zhang L. CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes]. *Journal of Financial Economics*, 2011b, 101(3): 713-730.
- [14] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis]. *Journal of Financial Economics*, 2011a, 99(3): 639-662.
- [15] Kim J B, Zhang L. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-level Evidence]. *Contemporary Accounting Research*, 2016b, 33(1): 412-441.
- [16] Knauer T, Wöhrmann A. Market Reaction to Goodwill Impairments]. *European Accounting Review*, 2016, 25(3): 421-449.

- [17] Kothari S P, Shu S, Wysocki P D. Do Managers Withhold Bad News? [J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(1): 241-276.
- [18] Lafond R, Watts R L. The Information Role of Conservatism [J]. Accounting Review, 2008, 83(2): 447-478.
- [19] Li K K, Sloan R G. Has Goodwill Accounting Gone Bad? [J]. Review of Accounting Studies, 2017:1-40.
- [20] Li Z, Shroff P K, Venkataraman R, et al. Causes and Consequences of Goodwill Impairment Losses [J]. Review of Accounting Studies, 2011, 16(4): 745-778.
- [21] Nowotny, J., Klyta, M., Cieřla, T. Acquisition Returns, Increase in Firm Size, and Chief Executive Officer Compensation: The Moderating Role of Monitoring [J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(3): 599-608.
- [22] Piotroski J D, Wong T J, Zhang T. Political Incentives to Suppress Negative Information: Evidence from Chinese Listed Firms [J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(2):405-459.
- [23] Schatt A, Doukakis L, Bessieuxollier C, et al. Do Goodwill Impairments by European Firms Provide Useful Information to Investors? [J]. Accounting in Europe, 2016, 13(3):1-21.
- [24] Tang Q Q., Han H W. 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.
- [25] 曹丰, 鲁冰, 李争光, 徐凯. 机构投资者降低了股价崩盘风险吗? [J]. 会计研究, 2015, (11): 55-61+97.
- [26] 杜兴强, 杜颖洁, 周泽将. 商誉的内涵及其确认问题探讨 [J]. 会计研究, 2011, (01): 11-16+95.
- [27] 高榴, 袁诗森. 上市公司并购重组商誉及其减值问题探析 [J]. 证券市场导报, 2017, (12): 58-64.
- [28] 江轩宇, 许年行. 企业过度投资与股价崩盘风险 [J]. 金融研究, 2015, (08): 141-158.
- [29] 唐清泉, 韩宏稳. 关联并购与公司价值: 会计稳健性的治理作用 [J]. 南开管理评论, 2018, 21(03): 23-34.
- [30] 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, (02): 45-57.
- [31] 王文蛟, 傅超, 傅代国. 并购商誉是否为股价崩盘的事前信号?——基于会计功能和金融安全视角 [J]. 财经研究, 2017, 43(09): 76-87.
- [32] 吴育辉, 吴世农, 魏志华. 管理层能力、信息披露质量与企业信用评级 [J]. 经济管理, 2017, 39(01): 165-180.
- [33] 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, (03): 109-118.
- [34] 杨威, 宋敏, 冯科. 并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘 [J]. 中国工业经济, 2018, (06): 156-173.
- [35] 叶建芳, 何开刚, 杨庆, 叶艳. 不可核实的商誉减值测试估计与审计费用 [J]. 审计研究, 2016, (01): 76-84.
- [36] 叶康涛, 曹丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 金融研究, 2015, (02): 192-206.
- [37] 张婷, 余玉苗. 合并商誉的本质及会计处理: 企业资源基础理论和交易费用视角 [J]. 南开管理评论, 2008, (04): 105-110.

(上接第48页)

- [3] Colliard, J. E., & Hoffmann, P.. Financial transaction taxes, market composition, and liquidity [J]. The Journal of Finance, 2017, 72(6).
- [4] Corwin, S. A., & Schultz, P.. A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices [J]. The Journal of Finance, 2012, 67(2), 719-760.
- [5] Gabor, D.. A step too far? The European financial transactions tax and shadow banking [J]. Journal of European Public Policy, 2016, 23(6), 925-94
- [6] Gomber, P., Haferkorn, M., & Zimmermann, K.. Securities transaction tax and market quality—the case of France [J]. European Financial Management, 2016, 22(2), 313-337.
- [7] Habermeier, K., & Kirilenko, A. A.. Securities transaction taxes and financial markets [R]. IMF Staff Papers, 2003, 50(1), 165-180.
- [8] Meyer, S., Wagener, M., & Weinhardt, C.. Politically motivated taxes in financial markets: The case of the French financial transaction tax [J]. Journal of Financial Services Research, 2015, 47(2), 177-202.
- [9] Ono, H., & Hayashida, M.. Turnover tax and trading volume: Panel analysis of stocks traded in the Japanese and US markets [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2009, 23(3), 241-263.
- [10] Palley, T.. Speculation and Tobin taxes: why sand in the wheels can increase economic efficiency [J]. Journal of Economics, 1999, 69(2), 113-126.
- [11] Ross, S. A.. Commentary" Using tax policy to curb speculative short-term trading [J]. Journal of Financial Services Research, 1989, 3, 117-120.
- [12] Schwert, G. W., & Seguin, P. J.. Securities transaction taxes: An overview of costs, benefits and unresolved questions [J]. Financial Analysts Journal, 1993, 49(5), 27-35.
- [13] Song, F., & Zhang, J.. Securities transaction tax and market volatility [J]. Economic Journal, 2005, 115(506), 1103-1120.
- [14] Summers, L. H., & Summers, V. P.. When financial markets work too well: a cautious case for a securities transactions tax [J]. Journal of Financial Services Research, 1989, 3(2-3), 261-286.
- [15] Stiglitz, Joseph E.. Using tax policy to curb speculative short-term trading. Journal of Financial Services Research [J]. 1989, 3, 101-115.
- [16] 郭彦峰, 黄登仕, 魏宇. 证券交易印花税与市场质量——来自中国证券市场的实证分析 [J]. 数理统计与管理, 2012, (05): 915-929.
- [17] 饶立新, 徐为人. 中国证券交易印花税的变革趋势 [J]. 当代财经, 2009, (10): 42-46.
- [18] 史永东, 蒋贤锋. 中国证券市场印花税调整的效应分析 [J]. 世界经济, 2003, (12): 63-71.
- [19] 谭加劲. 证券交易税与证券市场的波动性——兼论我国证券交易税制的改革 [J]. 学术论坛, 2006, (08): 114-117.
- [20] 汪诚. 证券交易税对证券市场影响的国际比较研究 [J]. 国际税收, 2015, (02): 52-55.
- [21] 谢毅夫. 证券交易税的负面效应以及最优设计原则——兼论我国证券交易印花税改革 [J]. 经济论坛, 2014, (11): 96-99+111.
- [22] 杨志银. 完善我国现行证券市场税收制度的思路——基于中小投资者利益保护视角 [J]. 证券市场导报, 2016, (10): 48-54.