经济理论與经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

高溢价并购特征与商誉减值及时性

——基于并购时管理层过度自信的视角

卢晓哲　朱南军

ETBMWP2022037

2022. 07. 30

※　本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。

本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。

联系人：李老师；联系电话：010－62515330

高溢价并购特征与商誉减值及时性*

——基于并购时管理层过度自信的视角

卢晓哲　朱南军

［提　要］　本文跟踪了并购事件层次商誉从形成到首次减值的过程，并将商誉减值时间和减值风险分为合理减值和延迟减值两部分，通过使用生存分析模型的半参数模型特性在一定程度上缓解了合理减值时间和风险无法衡量的问题，实证检验了并购特征中的管理层过度自信程度与商誉减值及时性的关系。研究发现，相比于非过度自信的管理层，并购时过度自信的管理层会高估并购溢价，对后续期间的商誉减值风险认知不足，进而延长商誉减值延迟时间、降低商誉减值及时性。本文的研究结果对商誉减值及时性领域做出了有益的补充，为有关部门完善商誉减值相关准则和制定商誉减值风险管控政策提供了经验证据作为参考。

［关键词］　商誉减值及时性；商誉减值风险；管理层过度自信；政策监管

一、引言

并购是企业迅速扩张、扩大规模的有效手段。但是，高溢价并购引致的商誉减值问题却日趋严重，主要表现为，公司商誉账面价值占总资产、净资产比重越来越高，商誉减值风险随着经济周期波动逐渐增加，可能对公司实际经营成果造成重大影响①（证监会，2018）。国内外的监管层和学术界（证监会，2018；FASB，2014；卢煜和曲晓辉，2016；Hayn & Hughes，2006；Li & Sloan，2017；Glaum *et al.*，2018；Chung & Hribar，2021 等）认为，商誉减值测试可能给予了企业管理层过度的选择权。当商誉出现具有经济实质的减少（Economic Impairment of Goodwill）② 时（Hayn & Hughes，2006），管理层可能利用这种选择权推迟商誉减值。2018 年 11 月 16 日，证监会专门针对愈发严重的商誉减值问题出台了《会计监管风险提示第 8 号——商誉减值》，强调了并购商誉存在“未恰当并及时计提”③ 的情况。

＊ 卢晓哲，中国人民大学商学院，邮政编码：100872，电子信箱：18610990766@163.com；朱南军（通讯作者），北京大学经济学院。本文得到国家社会科学基金重大项目（16ZDA029）和自然科学基金青年项目（71802018）的资助。感谢匿名评审人提出的修改意见，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

① 2018 年 11 月 16 日，证监会在官网上公布了《会计监管风险提示第 8 号——商誉减值》，在文件第二部分“商誉减值事项的审计”中表述：“近年来，公司商誉账面价值占总资产、净资产的比重越来越高，商誉减值风险也随着经济周期波动逐渐显现，可能对公司实际经营成果产生重大影响。考虑到商誉的特殊性质，会计师事务所及注册会计师（以下统称会计师事务所）应高度重视相关风险，严格按照相关法律法规和《中国注册会计师执业准则》的要求开展审计工作”。

② 即本文所述的“经济实质商誉减值”，如果企业的商誉减值测试按照会计准则的要求来进行，是客观、合理且有足够证据支撑的（目前监管层和学术界普遍认为商誉减值测试存在操纵空间，进而导致商誉减值普遍存在不及时的问题），那么企业进行商誉减值测试后所做出的商誉减值决策即为“经济实质商誉减值”。

③ 2018 年 11 月 16 日，证监会专门针对愈发严重的商誉减值问题出台了《会计监管风险提示第 8 号——商誉减值》，认为企业的商誉减值测试通常存在以下几个问题：第一，未按规定步骤进行减值测试；第二，未恰当并及时计提商誉减值；第三，披露的商誉项目及商誉减值金额缺乏充分、适当的证据支持等。

商誉减值是企业并购形成商誉的后续计量过程，因此，商誉减值不及时的问题需要溯源到企业的并购过程。首先，我们需要判断哪些并购属于高溢价并购。总结我国近十年来的大型并购事件和美国并购历史上五次并购浪潮的共同点，我们可以发现，大规模的并购交易一般发生在经济复苏或扩张时期，趋势向上的资本市场为并购交易的融资提供了充沛的资金。另外，并购双方股东和董事会对未来的乐观预期也为并购交易的高溢价起到了推波助澜的作用。也就是说，当资本市场过度繁荣形成泡沫时，主并企业的高股价和并购双方的普遍乐观预期进一步推高了并购溢价（Roll，1986；Shleifer & Vishny，2003），形成了存续在财务报表中的高商誉。那么，这种乐观预期推高并购溢价的并购特征，是否会影响到商誉后续计量的减值及时性？

针对这个问题，本文旨在探寻过度自信型并购与商誉减值及时性的关系。本文首先梳理了过去高溢价并购的相关文献，论述了管理层过度自信是高溢价并购的典型并购特征之一，并讨论了使用生存分析模型研究商誉减值及时性问题的优势与可行性；然后，通过生存分析的方法研究过度自信型并购与商誉减值及时性的关系，我们发现，相比于非过度自信型并购，过度自信型并购事件推迟进行商誉减值的可能性相对更高，商誉减值延迟时间相对更长；在此基础上，本文探寻了提高过度自信型并购商誉减值及时性的可行路径，我们发现，信息披露、内部控制以及监管层适时的提示有助于提高此类并购事件的商誉减值及时性。

本文的研究贡献主要有：（1）在理论研究上，本文基于管理层过度自信抬高并购溢价的假说（Roll，1986；杜兴强等，2011；李丹蒙等，2018），借鉴 Chung & Hribar（2021）① 的生存分析模型，进一步推演至高溢价并购后引致的商誉减值不及时的问题，完善了这一假说的后半部分；（2）本文手工梳理了并购标的层次数据，跟踪了商誉从形成到首次减值的全过程，并使用并购事件样本数据计算总体的商誉减值可能性和商誉减值时间，利用 Cox 等比例风险模型的半参数模型特征，我们假定在控制了客观因素影响下，合理发生商誉减值的可能性和合理进行商誉减值的时间是仅与时间 t 有关的函数，进而分析过度自信型并购对于这两个函数的推迟作用；（3）本文的研究结果对于未来的政策修订也有一定参考价值。处理商誉减值不及时的问题“既要治标，也要治本”，不能仅仅从盈余管理的角度限制管理层自由裁量权，还需要从并购角度关注商誉形成时的非理性膨胀。此外，本文发现监管层适当的风险提示、对内控和信息披露的监管都有利于提高商誉减值及时性。

本文后续部分的内容安排如下，第二部分结合相关文献展开分析，推演出本文的研究假说，第三部分介绍本文的研究设计，第四部分展示相关实证研究结果，并进行稳健性检验，第五部分为进一步研究，分析信息透明度与内部控制质量对管理层并购时过度自信进而推迟商誉减值的调节作用，以及我国 2018 年会计监管风险提示文件对其的影响，最后为本文的研究结论。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 商誉减值的制度背景和相关文献。

商誉的形成来源于企业合并。2006 年，我国财政部印发的《企业会计准则第 20 号——企业合并》② 中规定：“在非同一控制企业合并中，购买方对合并成本大于合并中取得的被购买方可辨认净

① 虽然方向类似，但本文的研究与 Chung & Hribar（2021）有明显区别。Chung& Hribar（2021）的研究侧重于商誉减值测试时的管理层过度自信，而本文关注并购形成时的管理层过度自信，即影响并购溢价支付的非理性部分的管理层因素，两者存在明显区别。举例来说，随着并购标的的逐年运营，并购时不确定的事项逐渐变得确定，并购时过度自信的管理层在后续期间并不一定继续维持过去的判断；反之，商誉减值测试时过度自信的管理层并不一定在并购期初同样过度自信。

② 中华人民共和国财政部．企业会计准则第 20 号——企业合并［EB/OL］．http：//kjs.mof.gov.cn/zt/kjzzss/kuaijizhunzeshishi/200806/t20080618_46228.htm，2006 年 3 月 9 日．

资产公允价值份额的差额，应确认为商誉”。当商誉出现减值迹象时，《企业会计准则第 8 号——资产减值》规定：“企业应当在资产负债表日判断资产是否可能发生减值的迹象，因企业合并所形成的商誉和使用寿命不确定的无形资产，无论是否存在减值迹象，每年都应当进行减值测试”。企业商誉出现减值迹象意味着企业存在客观的商誉减值风险，然而，商誉减值测试的实质是，企业对于客观存在的商誉减值风险的主观判断，因此导致了企业的商誉减值往往存在不及时的情况。为了警示投资者，2018 年 11 月 16 日，证监会专门针对愈发严重的商誉减值问题出台了《会计监管风险提示第 8 号——商誉减值》文件，认为企业的商誉减值测试通常存在以下几个问题：未按规定步骤进行减值测试、未恰当并及时计提商誉减值、披露的商誉项目及商誉减值金额缺乏充分、适当的证据支持等。

现有文献对于商誉减值的研究主要集中在商誉减值的动机如盈余管理动机（卢煜和曲晓辉，2016）、影响因素如管理层薪酬（Glaum *et al*.，2018）、股价高估程度（胡凡和李科，2019）、审计质量（郭照蕊和黄俊，2020）、高管权力（谭燕等，2020）和市场反应等（Li & Sloan，2017；韩宏稳等，2019；张新民等，2020），鲜有文献研究商誉减值的及时性。本文认为，商誉是否减值和商誉是否及时减值不能混为一谈，当企业进行商誉减值决策时，我们不仅要关注商誉是否减值本身，更需要分析该减值决策是相对及时的还是相对不及时的，及时的商誉减值反映了商业实质，有利于逐步释放商誉减值风险，而不及时的商誉减值意味着商誉减值风险在过去的会计年度逐年积累，更容易在未来诱发商誉黑天鹅事件。但是，如何进行商誉减值及时性的衡量始终是有争议性的话题。关键问题在于，从并购形成商誉起，商誉的经济实质价值①就如同处于黑盒一样，投资者、审计师以及监管层无法进行观测，只能依赖企业提供的数据。当企业在会计层面②计提商誉减值后，我们才后知后觉，发现企业会计层面的商誉减值存在延迟的可能性。国外最早研究商誉减值及时性的文献中，Hayn & Hughes（2006）认为，并购形成商誉后，商誉便融入到企业对应的资产组中，企业内外部都很难衡量商誉究竟创造了多少价值，即便计算对应资产组创造的价值，也很难判断商誉与对应资产组匹配的是否合理。总而言之，我们无法界定绝对意义上的商誉减值及时性③。但是，我们可以从商誉减值及时性的影响因素（如企业的非理性并购特征等）角度，分析相对意义上的商誉减值及时性，即存在某些特质（上文所述的并购特征）的企业，是否相比市场上其他企业，存在商誉减值更不及时的问题。通过多个角度④测量相对意义上的商誉减值及时性，我们可以找出商誉减值不及时问题更严重的部分企业，进而讨论如何提高这部分企业的商誉减值及时性。

2. 商誉减值及时性的相关研究。

商誉减值是否及时，取决于企业是否出现了客观存在的商誉减值风险以及企业是否充分认知了这

① 本文所指的“商誉的经济实质价值”是商誉实际的价值，而不是财务报表中披露的商誉价值。这是因为企业进行的商誉减值往往存在滞后性，财务报表中的商誉项目金额和实际的商誉价值可能并不匹配（证监会，2018；FASB，2014）。虽然商誉实际的价值是不可观测的，但是参考 Hayn & Hughes（2006）、Glaum *et al*.（2018）与 Chung & Hribar（2021），我们可以从企业业绩与股价两个层面估计“商誉的经济实质价值”是否减少。但是，本文只在理论推演中引入“商誉的经济实质价值”概念。鉴于估计“经济实质商誉减值”时间节点的准确性难以衡量，本文仅分析了“商誉是否出现经济实质减值”对于商誉减值延迟时间的影响，进而排除了拒绝假设前提的可能性情形，并没有在后续的实证检验中对其进行估计。

② 本文所指的“会计层面商誉减值”即企业在财务报告中计提商誉减值，这样界定是为了与“经济实质商誉减值”进行区分。如下文的理论推演所示，会计层面商誉减值的时间节点与经济实质商誉减值的时间节点之间，往往存在一段商誉减值延迟时间，这段延迟时间也是本文界定商誉减值及时性的基础。

③ 即当商誉的经济实质价值减少，但企业并没有计提商誉减值时，从投资者和监管层的角度，作出商誉减值是否被推迟的合理判断。

④ 本文仅从“管理层并购时过度自信”这一并购特征角度对商誉减值相对及时性进行分析，在后续的研究中将引入更多的并购特征和其他影响因素。

种客观风险后进行减值决策。Elliot & Hanna（1996）认为，资产减值可以分为两个主要部分，第一部分反映了经济现实，第二部分反映了管理操纵。那么对于商誉减值来说，实际的商誉减值风险可以分为客观的商誉减值风险和企业风险认知偏差两部分，当企业充分合理地认知客观商誉减值风险时，企业风险认知偏差为 0，实际的商誉减值风险等于客观的商誉减值风险，企业会及时地进行商誉减值；当企业因存在盈余操纵等动机导致风险认知不足时，企业风险认知偏差小于 0，实际的商誉减值风险小于客观的商誉减值风险，企业很可能推迟商誉减值。经济环境的恶化和合并后资产组的经营效率下降意味着客观的商誉减值风险增加，管理层存在盈余操纵动机意味着企业对商誉减值风险的认知不足。Hayn & Hughes（2006）梳理了 1988—1998 年 10 年内发生的并购事件，并跟踪到 2004 年，使用经营效率指标和并购特征指标来估计商誉减值发生的可能性（只考虑经济现实，没有考虑管理操纵），发现实际的商誉减值相比于估计的商誉减值平均滞后 3—4 年，商誉普遍存在减值不及时的情况。这意味着，在现实环境中，实际的商誉减值风险往往比客观存在的商誉减值风险更低，而这种偏差主要是由管理层对商誉减值风险认知不足导致的。

此外，对于商誉减值及时性的衡量，国外构建了多种指标间接衡量减值及时性，但是都存在各自的缺陷，且并不适用于我国企业。例如，André *et al*.（2017）构建了三种商誉经济实质减值指标，分别使用企业合并报表的市账比和息税前负收益等指标判断商誉是否出现经济实质商誉减值①，发现管理层存在进行真实盈余管理来推迟商誉减值的行为；Glaum *et al*.（2018）认为股票市场会提前反应商誉减值信息，股票负回报信号往往会在商誉减值前 1 年出现，因此可以通过股票负回报信号来衡量经济实质商誉减值②，进而判断商誉减值是否及时，同时 Glaum *et al*.（2018）发现相对完善的制度和政策监管有利于提高商誉减值及时性。但是，实际上，这两种判断商誉减值及时性的方法都存在局限性，使用合并企业的市账比会导致判断基准混杂了母公司的企业特征，也就是说，很可能合并企业业绩变差时，子公司业绩并没有出现下滑，那么合并企业整体上市账比小于 1 并不能代表商誉在经济实质层面已经出现减值。此外，利用滞后 1 年股价判断商誉减值及时性混杂了更多的不可见因素，很有可能股价的提前下跌反映的是企业其他基本面特征。Chung & Hribar（2021）提出了一种较为可行的方法解决了这个问题。他们首先计算了商誉从形成到首次减值的平均期间 T（商誉总存续时间），那么这个期间 T 包含了两个部分，第一个部分是从形成商誉到经济实质层面减值的期间 T_1（商誉合理存续时间）；第二个部分是经济实质层面减值到会计层面减值的期间 T_2（商誉减值延迟时间）。在这个方法下，关键假设前提是，如果商誉减值及时性影响因素 X 不会影响或者负向影响期间 T_1，正向影响延迟期间 T_2，那么影响因素 X 如果会正向影响总期间 T，就意味着总期间 T 的增加主要源于延迟期间 T_2 的增加，而不是合理存续期间 T_1。因此，如果影响因素 X 和总期间 T 存在正向关系，意味着企业会推迟商誉减值，降低商誉减值的及时性。

3. 管理层过度自信与商誉减值及时性。

企业的商誉减值决策涉及大量的主观估计（证监会，2018；FASB，2014），而管理层过度自信会加剧主观估计相对于客观事实的偏离。从商誉的会计处理角度，管理层过度自信可以划分为并购商誉形成时的过度自信和商誉减值测试时的过度自信。两者的区别在于过度自信的侧重点，即并购商誉形成时的管理层过度自信更侧重于管理层相信并购支付价格是物有所值的，而商誉减值测试时的管理层过度自信更侧重于管理层相信在当期无需进行

① Beatty & Weber（2006）认为，如果公司的市场价值减去其权益账面价值的差，小于资产负债表中报告的商誉项目金额，则可能发生了经济实质商誉减值；此外，Ramana & Watts（2012）认为，如果某个公司的市账比在一定时期内低于 1，也可能出现经济实质商誉减值；表现出减值前经营亏损的公司也可能出现经济实质商誉减值。

② Glaum *et al*.（2018）使用上一年度的股票收益（*RETURN _ LAG*）纳入估计模型中，来衡量商誉减值及时性，如果商誉减值是延迟（及时）的，那么预期 *RETURN _ LAG* 的系数显著为负（没有显著性）。

商誉减值。对于商誉减值测试，Chung & Hribar（2021）通过使用生存分析模型，发现在商誉减值测试时过度自信的管理层会低估后续期间企业面临的商誉减值风险，进而推迟商誉减值，降低商誉减值及时性。那么并购形成商誉时的管理层过度自信是否会影响未来的商誉减值及时性？在现有文献中，Roll（1986）、杜兴强等（2011）、李丹蒙等（2018）等均认为过度自信的管理层往往会支付更高的溢价来完成并购，被称为“赢家的诅咒”，Roll（1986）提出了“管理层自负假说”来解释这种现象。杜兴强等（2011）认为，公司高管为了实现自己的野心或雄心，对一些并不成熟的并购势在必得，因此在估价的过程中往往出现过度乐观、自负的倾向，从而导致并购价格非理性的节节攀升。并购溢价过度支付往往会引致后续的一系列风险，例如，杨威等（2018）发现过高的并购溢价引致了后续的股价泡沫和崩盘。同时，过度自信的管理层会高估自身能力及低估商誉减值风险（March & Shapira，1987；Nofsinger，2005）。由此可见，目前文献主要关注并购特征中的管理层过度自信与并购溢价的关系，暂未有文献关注并购特征中的管理层过度自信和后续的商誉减值及时性之间的关系。

（二）研究假设

认知心理学认为，过度自信是有限理性的决策者在行为决策时普遍存在的一种认知偏差，过度自信的管理层会高估自身能力及低估风险（March & Shapira，1987；Nofsinger，2005）。过度自信的管理层往往对并购决策未来的投资回报过度乐观，进而高估并购溢价（Roll，1986；李丹蒙等，2018），这也被 Roll（1986）称为“管理层自负假说”。但是，在后续期间面临商誉减值压力，客观存在的商誉减值风险逐渐增加，管理层为了美化利润表和维持企业市场形象，很可能有意或无意地淡化商誉减值风险，进而导致实际的商誉减值风险低于客观存在的商誉减值风险，并推迟商誉减值。总体而言，这种因管理层过度自信引致的商誉减值不及时问题存在两种可能原因。一方面，从减值测试角度，存在过度自信特征的管理层会高估自身能力，低估并购溢价过度支付引致的更高的商誉减值风险。例如，Nofsinger（2005）发现，过度自信的管理层认为，自己的能力可以处理并购后出现的各种问题，进而低估商誉减值风险。此外，Chung & Hribar（2021）发现过度自信的管理层在商誉减值测试中存在推迟商誉减值的现象；另一方面，从并购发生角度，并购时过度自信的管理层在高估并购溢价后，当意识到该并购项目产生的投资回报与预期不符，在经济实质层面已经出现减值时，基于维护自身声誉、职位和薪酬利益的动机，会掩盖经济实质商誉减值迹象，拒绝承认过去的并购决策存在问题，进而推迟会计层面的商誉减值。例如，Lehn & Zhao（2006）实证检验了“问题并购”① 与管理层变更的关系，发现高估并购溢价的并购项目在经过一段时间后，管理层出现变更的概率更高。这意味着，如果董事会发现管理层，尤其是 CEO，主张了损害公司利益的“问题并购”，那么管理层更可能引咎辞职。因此，管理层会倾向于回避商誉减值来避免此类情况的发生。

此外，商誉减值测试存在操纵空间，为管理层推迟商誉减值提供了机会。由于商誉减值测试中的公允价值计量方法以资产估值模型为基础，使用了很多管理层估计的参数，如成长率、折现率等，使得商誉减值涉及较强的主观性（Chen *et al.*，2008）。证监会在 2018 年出台的《企业会计准则第 8 号——资产减值》也指出，在目前我国上市公司进行的商誉减值测试中，存在以下几种常见问题：（1）未按准则规定的步骤进行减值测试；（2）参数估计合理性不足且缺乏足够的证据支撑；（3）未聘请具有胜任能力的资产评估机构等。综上所述，虽然我们无法获取直接证据证明管理层操纵了商誉减值测试，但是目前存在足够多的证据使我们相信，商誉减值测试的操纵空间为管理层推迟商誉减值提供了机会，且在某些动机下，管理层存在推迟商誉

① 基于 Shleifer & Vishny（2003）提出的“并购的股价驱动”假说，假设金融市场是低效的，而管理层是理性经济人，他们清楚地了解并购标的的短期估值是否偏离合理估值，估值中协同价值占多大比重，以及长期来看估值是否合理。然后，管理层为了使自身利益最大化（完成薪酬绩效，或者将高估的股票转变为实际的财富），可能支付更高的溢价来完成并购。这种溢价过度支付的并购即文中所述的“问题并购”。

减值的可能性。

基于上文所述的动机与机会，我们提出假设并进行检验。本文从风险认知偏差和商誉减值延迟时间两个角度来衡量商誉减值及时性。上文所述，商誉减值风险主要由客观风险和风险认知偏差两部分组成，客观风险主要受到时间因素和客观因素的影响，而风险认知偏差是企业管理层基于客观风险所做出的主观判断。管理层并购时基于过度自信的心理，会高估自身能力并低估潜在的风险，导致管理层对客观存在的商誉减值风险认知不足。鉴于上文的讨论，我们认为并购时过度自信的管理层对风险认知相对不足，会低估潜在的风险，因此，我们提出假设 H1：

H1：管理层并购时过度自信与后续期间的商誉减值风险认知偏差存在负相关关系，即管理层并购时越过度自信，对客观存在的商誉减值风险认知越不足；

类似地，商誉减值时间主要由客观因素影响的减值时间和管理层推迟的减值时间两部分组成。商誉减值时间的第一部分主要受到时间因素和客观因素的影响，而第二部分主要受到管理层判断的影响。相比于商誉减值时间的第一部分，本文更关注商誉减值时间的第二部分，即管理层推迟的商誉减值时间。管理层并购时基于过度自信的心理，会高估自身能力并低估潜在的风险，导致管理层对客观存在的商誉减值风险认知不足，进而推迟商誉减值，延长商誉减值延迟时间、降低商誉减值的及时性。综上所述，我们提出假设 H2：

H2：管理层并购时过度自信与商誉减值延迟时间存在正相关关系，即管理层并购时越过度自信，商誉减值及时性越差；

三、研究设计

（一）样本选择

我国财政部 2006 年出台的《企业会计准则》要求，商誉项目需要从无形资产中分离出来，作为一级科目进行核算。此外，2014 年 10 月 23 日，证监会正式发布《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 15 号——财务报告的一般规定（2014 年修订）》，要求："充分、准确、如实、及时地在财务报告（包括年度报告、半年度报告、季度报告）中详细披露与商誉减值相关的、对财务报表使用者作出决策有用的所有重要信息，不应有虚假记载、误导性陈述或重大遗漏"。这意味着，2014 年之前并没有强制要求财务报表附注披露商誉相关的全部信息。为了保证数据的可靠性，本文对 2014 年之前的商誉减值数据通过上市公司公告来获取信息并进行匹配，考虑到数据整理的工作量，本文的数据选取 2010—2019 年发生的全部并购事件，参考 Hayn & Hughes（2006）的文献，需要在并购事件发生后保留一定期间的跟踪期限。因此，本文选取 2010—2016 年发生的 5 384 次并购事件，并跟踪到 2019 年。此外，并购重组事件可能不满足非同一控制下控股合并，因此并不一定会形成商誉，本文剔除了不相关事件，使用的并购商誉和商誉减值数据来自于 CSMAR 数据库。对于其他数据，除内部控制质量来自 CNRDS 数据库外，均来自 CSMAR 数据库。按照以往的研究惯例，本文在分析中剔除了金融保险类上市公司、ST 上市公司以及数据缺失的样本，并对连续型变量按照 1%进行了缩尾处理（Winsorize）。

（二）变量与模型

本文使用生存分析的方法分析管理层过度自信对商誉存续期的影响。本文将商誉形成的会计年度定义为起始年度，即起点；将商誉首次进行商誉减值的会计年度定义为终止年度，即终点，进而得到不同企业商誉的存续期间，来探讨管理层并购时过度自信是如何影响商誉减值的及时性。

1. 模型构建。本文借鉴 Chung & Hribar（2021）的模型，使用生存分析模型中的 Cox 比例风险模型进行分析。在商誉生存分析中，减值意味着终点事件的发生。首先，基于商誉的存续期间和商誉是否发生减值的数据，我们可以计算商誉减值时间并根据式（1）估计商誉减值条件概率密度 $hazard(t \mid x)$，即 t 时刻没有发生商誉减值的个体在 t 时刻瞬时减值的概率，式（1）如下所示①：

① 式（2）的推导见附录 1。

$$hazard(t \mid x) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leqslant T \leqslant t + \Delta t \mid T \geqslant t)}{\Delta t} \tag{1}$$

根据理论分析和研究假设，商誉减值风险由客观减值风险和风险认知偏差两部分组成，我们无法直接计算客观商誉减值风险，但是我们可以利用生存分析模型中的 Cox 比例风险模型来衡量客观商誉减值风险。Cox 比例风险模型如下所示，$hazard$（$t \mid x$）为的商誉减值风险概率，b_0（t）表示基础商誉减值风险，是仅与时间因素有关的风险，服从一定的概率分布；$\exp\left(\sum_{i=1}^{n} b_i(x_i - \overline{x_i})\right)$ 表示基础风险外的局部风险，受到客观因素和主观因素的影响，内涵是在基础风险上增加风险或减少风险。在式（2）中，局部风险是不随时间变化的比例因子，只会增加或减少基础商誉减值风险，因此，式（2）中的协变量 x_i 的变动只会通过基础商誉减值风险来影响商誉减值风险，在控制了客观因素的影响后，我们可以较为直观地分析主观因素可以减少/增加多大程度的商誉减值风险。式（2）中的 x_i 指的是表 1 变量定义表中的解释变量和控制变量。在式（2）中，商誉减值风险越高，商誉存续时间越短，解释变量负向影响商誉减值风险也意味着该因素降低了商誉减值及时性。

$$hazard(t \mid x) = b_0(t) * exp\left(\sum_{i=1}^{n} b_i(x_i - \overline{x_i})\right) \tag{2}$$

（1）x_i ＝｛$OverconfifOverconf$，GW，Pay，$Opinion$，$Size$，ATO，Roe，Age，$Leverage$，MTB，$Ifpromise$｝

$hazard$（$t \mid x$）衡量了某一时间点的商誉减值风险，对于过度自信的管理层进行的并购，在控制了客观因素条件后，如果管理层并购时过度自信程度在基础商誉减值风险 b_0（t）的基础上降低了商誉减值风险 $hazard$（$t \mid x$），就意味着主观因素（并购时管理层过度自信）会引起管理层对商誉减值风险认知不足，进而导致进行商誉减值的企业增加得更慢，$hazard$（$t \mid x$）更小。为了进一步理解 Cox 比例风险模型的各个变量的含义，本文列示了生存分析模型中的生存分析函数图和风险函数图。如图 1 和图 2 所示，图 1 是商誉的生存分析函数图，纵坐标是没有进行商誉减值的企业比例，横坐标是观察时间，区间为 0－10 年，代表商誉存续时间的分布。第 0 年观测起点时，商誉存续的比率为 1，即商誉全部存续，没有出现减值的企业。随着时间的推移，商誉逐渐出现减值，商誉存续的比例由 1 逐步下降。在观测终点第 10 年达到最小值。式（2）中的 $hazard$（$t \mid x$）相当于进行商誉减值的企业的增加速度，增加速度越快，商誉存续的比例下降越快，图 1 中观测期为 4－6 年时商誉存续率下降速度最快，意味着商誉在存续 4－6 年时更可能发生商誉减值。图 2 是商誉的风险函数图，纵坐标是商誉减值条件概率密度 $hazard$（$t \mid x$），横坐标是观察时间。我们发现，商誉减值企业的增加速度在 3－5 年逐年增加，在 6－8 年逐年降低，与图 1 的生存分析函数图是一致的。

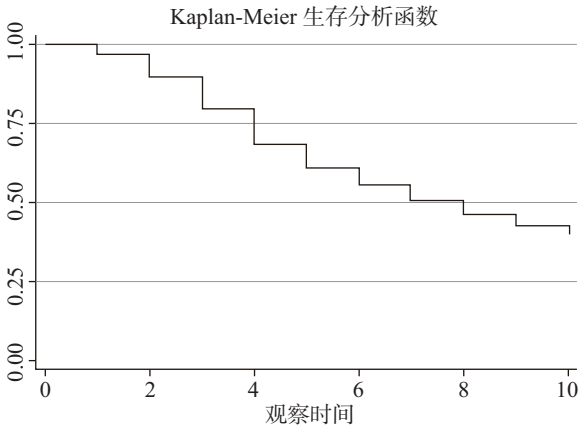

图 1　商誉生存分析函数

资料来源：作者绘制。

为了进一步探讨商誉存续时间的影响因素，本文在 Cox 模型的基础上使用 AFT 加速消失模型，进而检验商誉减值及时性。在 AFT 加速消失模型中，对于事件集 A 和事件集 B 的商誉存续概率，$\lambda(x)$ 为事件集 B 相对于事件集 A 的加速消失因子，且事件集 A 和事件集 B 的其他影响因素控制一致，这意味着我们所考察的协变量（管理层并购时过度自信）会通过影响 $\lambda(x)$，进而延长或者缩短商誉的存续时间，也就是说每增加一个单位的协

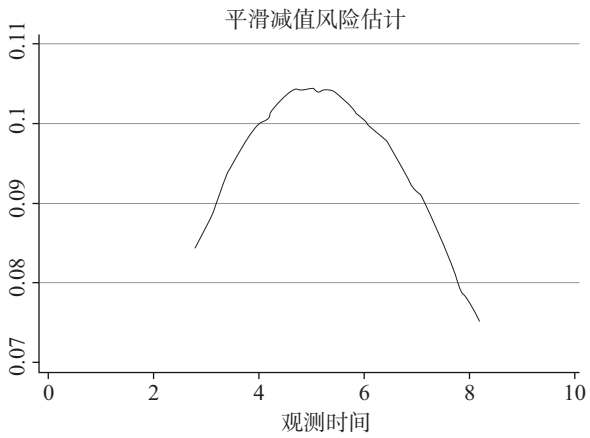

图 2　商誉风险函数图

资料来源：作者绘制。

变量 x_i，商誉的平均存续时间会变动 $exp(b_i)$，因此我们可以通过式（4）分析并购时管理层过度自信与商誉减值延迟时间的关系。商誉减值及时性分析模型如式（4）所示，协变量与式（2）是一致的。

$$S_A(t_n) = S_B(t_n) * \left(\frac{t_n}{\lambda(x)}\right) \tag{3}$$

$$Duration = exp(b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i x_i + \varepsilon) \tag{4}$$

$$x_i = \{Overconf/ifOverconf, GW, Pay, Opinion, Size, ATO, Roe, Age, Leverage, MTB, Ifpromise\}$$

本文在进一步研究中分析信息透明度和内部控制对管理层推迟商誉减值的调节作用，因此分别使用调节变量 M（信息透明度和内部控制质量）对解释变量做交乘，协变量如下所示：

$$x_i = \{ifOverconf * M, M, ifOverconf, GW, Pay, Opinion, Size, ATO, Roe, Age, Leverage, MTB, Ifpromise\}$$

2. 变量定义。（1）被解释变量。本文的被解释变量为商誉减值时间（*Duration*）和商誉减值风险（*Hazard*）。对于商誉减值时间（*Duration*），商誉减值时间由商誉减值合理存续时间和商誉减值延迟时间两部分组成，我们关注的是商誉减值延迟时间，但是商誉减值合理存续时间无法计算得到，我们利用生存分析模型中半参数模型的特性，使用商誉减值时间作为因变量，控制了自然条件下商誉减值时间和客观因素影响的商誉减值时间，剩下的部分即为管理层推迟的商誉减值时间；对于商誉减值风险（*Hazard*），商誉减值风险由客观减值风险和风险认知偏差两部分组成，我们首先估计了并购商誉层面的商誉减值条件概率密 $hazard(t \mid x)$，即式（1）中估计的 $hazard(t \mid x)$，内涵是某一时间点的商誉减值概率，是商誉减值条件概率对时间 t 的导数，作为因变量。然后，我们在式（2）中控制了自然条件下商誉减值概率和客观因素影响的商誉减值概率，剩下的部分即为管理层风险认知偏差导致的商誉减值风险。

（2）解释变量。本文的解释变量为管理层过度自信程度（*Overconf*）和管理层是否过度自信（*ifOverconf*）。管理层过度自信程度（*Overconf*）为相对于并购前一年，管理层增持股票的比例；管理层是否过度自信（*ifOverconf*）为相对于并购前一年，管理层是否增持股票。对于管理层过度自信的衡量，国内外选取了不同的指标。Malmendier & Tate（2005），Chung & Hribar（2021）均使用 CEO 自愿持有 1 年到期或 5 年到期的实值期权、管理层盈利预测的过度乐观来衡量管理层过度自信，对于我国的上市公司，现有文献主要使用管理层增持股票、以及管理层盈利预测的过度乐观来反映管理层过度自信（孙光国和赵健宇，2014；李丹蒙等，2018）。为了更稳健地选取管理层过度自信的代理变量，本文借鉴 Chung & Hribar（2021）和李丹蒙等（2018）的研究，选取管理层并购后增持股票比例、管理层并购后是否增持来衡量管理层过度自信。为了增强稳健性，在稳健性检验中引入了管理层盈利预测过度乐观变量，分析管理层增持对管理层过度自信的衡量效果。

（3）调节变量与其他变量。本文在进一步分析中使用了信息环境不确定性（*Uncertainty*）和内部控制质量（*Internalcontrol*），来分析这两个因素对于管理层推迟商誉减值及时性的调节作用；在稳健性分析中，本文使用了管理层盈利预测过度乐观（*Over _ EPSFE*）、并购溢价（*Merge*）和股价负回报信号（*Mret _ neg*）来增强稳健性。

（4）控制变量。对于控制变量，借鉴 Chung & Hribar（2021），本文控制了相关企业特征、管理层特征和外部监督特征。管理层特征控制了货币薪酬激励（*Pay*）；企业特征控制了商誉存量（*GW*）、公司规模（*Size*）、总资产周转率（*ATO*）、盈利能力（*Roe*）、公司年龄（*Age*）、财务杠杆（*Leverage*）和市账比（*MTB*），外部监督特征控制了审计报告意见类型（*Opinion*）。此外，我们还控制了并购事件是否存在业绩承诺协议（*Ifpromise*）。

本文的变量定义表如表 1 所示：

表 1　　**变量定义表**

类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	商誉减值时间	*Duration*	从企业并购当年到商誉首次减值的时间间隔，取对数
	商誉减值风险	*Hazard*	式（1）计算的商誉减值条件概率密度，即随着时间推移，进行商誉减值的企业的增加速度，衡量了某一时间点的商誉减值风险
解释变量	管理层过度自信程度	*Overconf*	相对于并购前一年，管理层增持股票的比例
	管理层是否过度自信	*IfOverconf*	相对于并购前一年，管理层是否增持股票
调节变量	信息环境不确定性	*Uncertainty*	分析师盈利预测与实际盈利的分歧度，分歧度大于行业年份中位数则为 1，否则为 0
	内部控制质量	*Internalcontrol*	是否存在改善内部控制缺陷的计划，存在则为 1，否则为 0
控制变量	商誉存量	*GW*	合并企业商誉存量/总资产
	货币薪酬激励	*Pay*	第 t 年企业前三的高管货币性薪酬，作为货币薪酬激励的代理变量
	审计报告类型	*Opinion*	审计师出具无保留意见审计报告则为 1，否则为 0
	公司规模	*Size*	第 t 年末企业规模，等于企业 t 年末总资产的自然对数
	总资产周转率	*ATO*	第 t 年企业资产周转率，等于营业收入/总资产
	盈利能力	*Roe*	第 t 年企业盈利能力水平，使用净资产收益率
	公司年龄	*Age*	上市时间至今的企业年龄
	财务杠杆	*Leverage*	第 t 年末资产负债率，等于公司 t 年末总负债除以总资产
	市账比	*MTB*	公司年末市值/账面价值
	业绩承诺	*Ifpromise*	如果存在与并购项目相关的业绩承诺协议，则为 1；否则为 0
	行业固定效应	*Industry*	行业哑变量
	年份固定效应	*year*	年份哑变量

四、实证结果

（一）描述性统计

如表 2 Panel A 所示，商誉存续期分布在 1－10 年，首先本文按商誉的存续期对并购事件分组，发现包含未减值数据的样本商誉存续期主要分布在 3－6 年，占总样本的 64.57%，而去除未减值数据的样本商誉存续期主要分布在 2－5 年，占对应样本的 75.17%。因为本文选取的数据跟踪期为 2017 年到 2019 年，总计 3 年，所以商誉存续期为 1－3 年不存在未减值样本，有趣的是，随着商誉存续期的增加，发生减值的并购事件占总并购事件的比例急剧减少，从 43.39%下降到 6.52%，这说明商誉存续越久的样本，更不容易出现商誉减值，存在推迟商誉减值的可能性。为了更清晰地观察商誉存续更久的并购事件是否更可能推迟商誉减值，本文在表 2 Panel B 统计了按并购事件发生年份分组的结

果，发现 2010 年到 2016 年每年发生的并购事件，在观测期 2010—2019 年的减值比例基本每年都在 45%左右，而 Panel A 中，商誉存续期大于 4 年的样本的商誉减值比例显然小于并购事件每年的平均减值比例 45.34%，最低甚至达到了 6.52%，进一步说明了商誉很可能存在减值不及时的现象。

表 2　商誉数据集商誉存续期及年度统计

Panel A　2010 年到 2016 年并购事件商誉存续期统计

商誉存续期（年）	并购事件个数（N）	占比（%）	发生商誉减值样本并购事件个数（N）	占比（%）	总占比（%）
1	168	3.12%	168	6.88%	100.00%
2	384	7.13%	384	15.73%	100.00%
3	545	10.12%	545	22.33%	100.00%
4	1 362	25.30%	591	24.21%	43.39%
5	970	18.02%	315	12.90%	32.47%
6	599	11.13%	180	7.37%	30.05%
7	436	8.10%	121	4.96%	27.75%
8	391	7.26%	86	3.52%	21.99%
9	299	5.55%	36	1.47%	12.04%
10	230	4.27%	15	0.61%	6.52%
合计	5 384	100.00%	2 441	100.00%	45.34%

Panel B　2010 年到 2016 年并购事件年度统计

并购事件发生年份（年）	并购事件个数（N）	占比（%）	发生商誉减值样本并购事件个数（N）	占比（%）	总占比（%）
2010	331	6.15%	116	4.75%	35.05%
2011	479	8.90%	216	8.85%	45.09%
2012	555	10.31%	250	10.24%	45.05%
2013	577	10.72%	262	10.73%	45.41%
2014	796	14.78%	377	15.44%	47.36%
2015	1 272	23.63%	617	25.28%	48.51%
2016	1 374	25.52%	603	24.70%	43.89%
合计	5 384	100.00%	2 441	100.00%	45.34%

本文补齐了从并购事件发生年份起，到终止年份为止的其他变量数据，在删除缺失变量后共计获得 25 239 个并购事件—会计年度数据。如表 3 所示，商誉存续期（*Duration _ period*）的均值为 6.079 年，说明我国并购事件形成的商誉平均存续 6.079 年。过度自信连续型变量（*Overconf*）均值为 0.211，最小为—21.912，最大为 50.530，说明管理层并购当年相对前一年平均增持 0.211%的股份，最低减持 21.91%的股份，最高增持 50.53%的股份；过度自信虚拟变量（*IfOverconf*）均值为 0.245，说明平均有 24.5%的管理层并购当年相对前一年增持了股份。内部控制质量虚拟变量（*Internalcontrol*）均值为 0.202，说明平均 20.2%的企业内部控制质量较高。管理层盈利预测过度乐观虚拟变量（*Over*

_ *EPSFE*）均值为 0.221，说明 22.1%的管理层存在高估盈利预测的现象，且该变量均值与管理层过度自信代理变量的均值很接近。业绩承诺变量（*Ifpromise*）的均值为 0.446，说明 44.6%的并购项目存在业绩承诺协议。其他协变量的均值和标准差与现有文献相比没有发现显著区别。

表 3　　**商誉面板数据集描述性统计**

变量名	样本数量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	25 分位数	75 分位数
Duration _ period	25 239	6.079	2.192	2.000	6.000	10.000	4.000	8.000
Duration	25 239	1.733	0.392	0.693	1.792	2.303	1.386	2.079
impairment	25 239	0.347	0.476	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
Overconf	25 239	0.211	8.661	−21.912	0.000	50.530	−0.801	0.000
IfOverconf	25 239	0.245	0.430	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
Uncertainty	25 239	0.480	0.500	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
Internalcontrol	25 239	0.202	0.401	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
Over _ EPSFE	25 239	0.221	0.415	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
lnMerge	25 239	16.300	2.547	8.999	16.392	21.423	14.699	18.131
Mret _ neg	25 239	0.469	0.499	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
GW	25 239	0.084	0.110	0.000	0.033	0.486	0.006	0.124
Pay	25 239	14.623	0.766	12.957	14.563	16.834	14.118	15.054
Opinion	25 239	0.960	0.197	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Size	25 239	22.823	1.344	20.358	22.653	27.269	21.875	23.536
ATO	25 239	0.653	0.464	0.071	0.531	2.719	0.354	0.801
Roe	25 239	6.294	14.737	−80.200	8.180	32.920	3.590	12.680
Age	25 239	14.229	6.285	5.000	11.000	28.000	9.000	20.000
Leverage	25 239	0.475	0.202	0.077	0.478	0.913	0.317	0.631
MTB	25 239	1.922	1.111	0.881	1.568	7.322	1.207	2.216
Ifpromise	25 239	0.446	0.497	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000

按并购时管理层是否过度自信进行分组后，我们可以得到分组后的商誉生存函数图和商誉减值风险函数图，如图 4 和图 5 所示。根据图 4，我们发现，并购时管理层过度自信时，随着时间的推移，商誉减值的企业比例增加得更慢，说明管理层对潜在的商誉减值风险认知不足。进一步地，我们通过式（1）计算商誉减值的瞬时风险率，如图 5 所示，我们发现，两个组商誉减值风险均为先增加后减小，但是并购时管理层层过度自信组风险率普遍低于另一组，且峰值出现得更晚，证明了管理层对商誉减值风险存在认知滞后的现象。

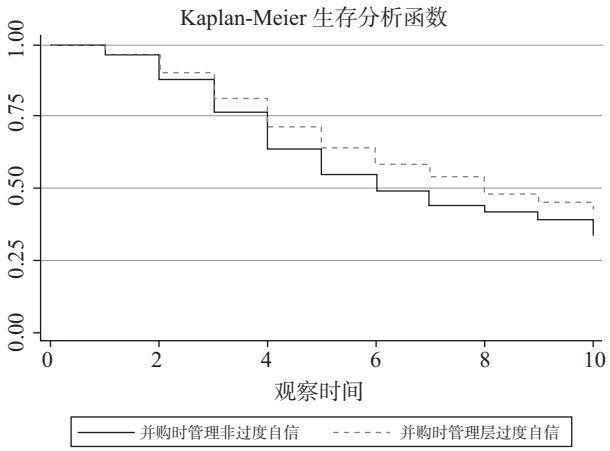

图 3　分组后商誉生存分析函数图

资料来源：作者绘制。

（二）主要回归结果分析

1. 管理层过度自信、商誉减值风险认知偏差与商誉减值及时性。

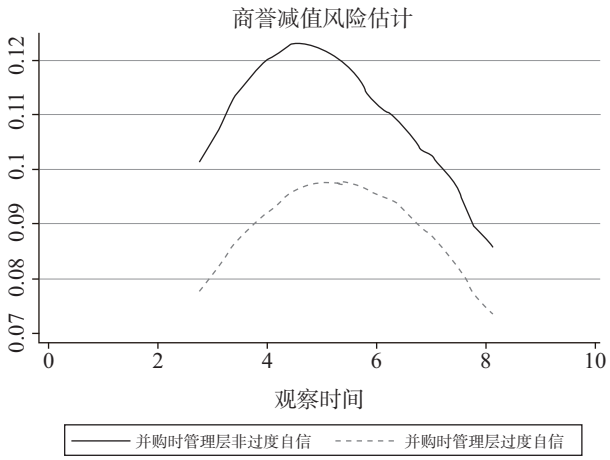

图 4　分组后商誉减值风险函数图

资料来源：作者绘制。

本部分分别使用式（2）和式（4）检验假设 1 和假设 2。因为本文使用的模型为指数型模型，回归结果展示的系数为风险比率，系数符号参考括号中 z 值的符号。可以发现，管理层过度自信与商誉减值风险认知偏差存在显著的负相关关系，如表 4 第（1）列和第（2）列所示，管理层并购发生当年相对前一年每增持 1%的股份，商誉减值风险降低 1.1%（(1－0.989）＊100%），管理层并购当年增持股份相比未增持股份，会降低 6.7%的商誉减值风险。对于商誉减值延迟时间，可以发现，管理层过度自信与商誉减值延迟时间存在显著的正相关关系，意味着管理层过度自信与商誉减值及时性存在显著的负相关关系，如表 4 第（3）列和第（4）列所示，管理层并购时越过度自信，商誉减值延迟时间越长，后续的商誉减值及时性越差。另外，在控制变量中，业绩承诺期变量（*Ifpromise*）与商誉减值风险认知偏差存在显著正相关关系，与商誉减值延迟时间存在显著负相关关系，说明在并购的同时签订业绩承诺的企业相对更早地进行商誉减值。

（三）稳健性分析

1. 管理层过度自信衡量的稳健性分析。

为了增强衡量管理层过度自信的稳健性，本部分借鉴 Chung & Hribar（2021），通过分析管理层并购后是否增持股份（*IfOverconf*）与管理层盈利预测过度乐观（*Over _ EPSFE*）之间的关系，进一步说明管理层并购后是否增持股份（*IfOverconf*）可以作为管理层过度自信的代理变量。本部分选取并购当年的样本，在删除缺失值后还剩下 4 784 个样本。结果显示，如表 5 第（1）列所示，管理层并购后是否增持股份（*IfOverconf*）与管理层盈利预测过度乐观在并购当年存在显著的正向

表 4　管理层过度自信、商誉减值风险认知偏差与商誉减值及时性

	(1) *Hazard*	(2) *Hazard*	(3) *Duration*	(4) *Duration*
Overconf	0.989*** (－7.40)		0.005*** (7.44)	
IfOverconf		0.933** (－2.24)		0.029** (2.24)
GW	2.269*** (4.97)	2.242*** (4.90)	－0.335*** (－4.98)	－0.332*** (－4.91)
Pay	0.917*** (－3.70)	0.912*** (－3.92)	0.035*** (3.70)	0.038*** (3.92)
Opinion	0.818*** (－3.38)	0.811*** (－3.54)	0.082*** (3.38)	0.086*** (3.53)
Size	0.910*** (－5.74)	0.915*** (－5.45)	0.038*** (5.74)	0.037*** (5.44)
ATO	1.010 (0.27)	1.013 (0.35)	－0.004 (－0.27)	－0.005 (－0.35)
Roe	1.000 (－1.04)	1.000 (－1.04)	0.000 (1.04)	0.000 (1.04)
Age	0.979*** (－7.80)	0.979*** (－7.73)	0.009*** (7.84)	0.009*** (7.77)
Leverage	1.040 (0.50)	1.032 (0.40)	－0.016 (－0.50)	－0.013 (－0.40)
MTB	0.948*** (－3.53)	0.953*** (－3.20)	0.022*** (3.53)	0.020*** (3.20)
Ifpromise	1.189*** (5.29)	1.200*** (5.59)	－0.071*** (－5.29)	－0.075*** (－5.59)
_cons	1.190 (0.43)	1.192 (0.43)	－0.071 (－0.43)	－0.072 (－0.43)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
N	25 239	25 239	25 239	25 239
LR chi2	8 950.51	8 899.13	8 950.51	8 899.13
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000

注：*，**，*** 分别表示风险比率系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；为了表达其经济学含义，第（1）列和第（2）列的系数为变量的风险比率系数（经过指数模型变换后的系数），z 值的符号小于 0 时，对应的风险比率系数小于 1；括号内为 z 统计量。

关系，这意味着我们使用管理层并购后是否增持股份（*IfOverconf*）作为管理层过度自信的代理变量是合理的。此外，为了检验管理层过度自信是否会高估并购溢价，本部分进一步分析了管理层过度自信与并购溢价之间的关系。这部分检验是为了排除主检验的其他替代性逻辑，即当管理层增持股票后，自身利益和公司利益关联更紧密，可能因关心并购的长期负向效应，而减少并购溢价的高估（Gu & Baruch，2011），进而延长商誉的存续时间，这种可能性同样会导致与主检验一致的结果，但是与我们预期的降低商誉减值及时性逻辑路径是不符的。结果如表 5 第（2）列和第（3）列所示，管理层过度自信的代理变量和管理层盈利预测的过度乐观均与并购溢价金额的对数（*Merge*）存在显著的正向关系，说明管理层过度自信会高估并购溢价，这与李丹蒙等（2018）的结果是一致的，排除了主检验的替代性逻辑路径。

2. 商誉减值及时性衡量的稳健性分析。

为了进一步增强本文衡量商誉减值及时性的可靠性，本部分参考 Glaum *et al*.（2018），计算了股价负回报信号变量（*Mret _ neg*），通过股价的提前反应来衡量经济实质层面的商誉减值，进一步检验管理层并购时过度自信是否存在推迟商誉减值的可能性。本部分选取了发生商誉减值的并购事件样本，在去除缺失值后保留 8 746 个并购事件－会计年度数据，商誉减值时间节点的描述性统计如表 6 所示，距离商誉减值所剩时间（*Duration _ gwimp*）的均值为 2.910 年，最小值为 1 年，最大值为 10 年，中位数为 3 年；此外，本文按商誉减值的时间节点构造虚拟变量，描述性统计显示，当年发生商誉减值的样本数占总样本的 25.4%，距离减值还有 0－1 年的样本数占总样本的 49.1%，距离减值还有 1－2 年的样本数占总样本的 43.4%，距离减值还有 2－3 年的样本数占总样本的 33.7%，距离减值还有 3－4 年的样本数占总样本的 21.9%，回归结果如表 7 第（1）列所示，股价负回报信号变量（*Mret _ neg*）与距离商誉减值所剩时间（*Duration _ gwimp*）存在显著的负相关关系，且根据表 7 第（2）列，当出现股价负回报信号时，更可能在当年或下一年发生商誉减值，说明股价负回报的确是商誉未来减值的信号，这与 Glaum *et al*.（2018）的结果是一致的。然后，本文通过管理层过度自信与股价负回报信号做交乘项（*IfOverconf * Mret _ neg*）分析管理层过度自信对股价负回报信号与商誉减值时间节点之间关系的调节作用，回归结果如表 7 第（3）至第（7）列所示，管理层过度自信会负向调节股价负回报信号对商誉减值的预测作用，当出现股价负回报信号时，当年或下一年往往不会出现商誉减值，商誉减值往往推迟到商誉减值信号出现后的 2－3 年，这与本文主检验的结论是一致的。

表 5　并购当年管理层过度自信、盈利预测高估及并购溢价

	(1) *Over _ EPSFE*	(2) *Merge*①	(3) *Merge*
IfOverconf	0.039*** (3.14)	0.201** (2.37)	
Over _ EPSFE			0.176** (2.01)
GW		9.171*** (27.14)	9.176*** (27.11)
Pay		0.005 (0.09)	0.002 (0.03)
Opinion	−0.110** (−2.25)	−0.417 (−1.26)	−0.370 (−1.12)
Size	−0.026*** (−4.48)	0.298*** (6.70)	0.307*** (6.91)
ATO	−0.081*** (−6.36)	−0.188** (−2.14)	−0.166* (−1.90)
Roe	−0.002*** (−8.05)	−0.000 (−0.24)	−0.000 (−0.04)
Age	−0.008*** (−8.50)	−0.001 (−0.21)	0.001 (0.19)
Leverage	0.250*** (6.89)	−0.778*** (−3.14)	−0.832*** (−3.34)
MTB	0.020*** (4.80)	0.012 (0.45)	0.011 (0.38)
_ cons	0.845*** (5.90)	10.967*** (9.55)	10.782*** (9.37)
行业固定效应	控制	控制	控制
N	4 784	4 784	4 784
R-Square	0.084	0.181	0.181
Adj.R-Square	0.08	0.18	0.18

注：*，**，***分别表示系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；括号内为 t 值。

① Merge 为并购溢价金额的对数。

表 6 **商誉减值时间节点描述性统计**

变量名及含义		样本数量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Duration _ gwimp	距离减值所剩时间	8 746	2.910	1.779	1.000	3.000	10.000
*IMPdum*1	当年发生商誉减值	8 746	0.254	0.435	0.000	0.000	1.000
*IMPdum*2	距离减值还有 0—1 年	8 746	0.491	0.500	0.000	0.000	1.000
*IMPdum*3	距离减值还有 1—2 年	8 746	0.434	0.496	0.000	0.000	1.000
*IMPdum*4	距离减值还有 2—3 年	8 746	0.337	0.473	0.000	0.000	1.000
*IMPdum*5	距离减值还有 3—4 年	8 746	0.219	0.413	0.000	0.000	1.000

表 7 **管理层过度自信、股价负回报信号与商誉减值时间节点**

	(1) *Duration _ gwimp*	(2) *IMPdum*2	(3) *IMPdum*1	(4) *IMPdum*2	(5) *IMPdum*3	(6) *IMPdum*4	(7) *IMPdum*5
IfOverconf * Mret _ neg			−0.001**	−0.002**	0.001	0.002**	0.001
			(−1.99)	(−2.24)	(0.93)	(2.07)	(1.05)
Mret _ neg	−0.084**	0.022*	0.001	0.022*	0.014	−0.006	−0.005
	(−2.19)	(1.89)	(0.10)	(1.82)	(1.04)	(−0.45)	(−0.51)
IfOverconf	−0.003**	0.000	0.001***	0.001**	−0.000	−0.001	−0.001
	(−2.36)	(0.90)	(2.62)	(2.27)	(−0.38)	(−0.89)	(−1.56)
GW	1.321***	−0.382***	−0.409***	−0.382***	0.130**	0.253***	0.206***
	(8.87)	(−8.37)	(−9.91)	(−8.36)	(2.54)	(5.35)	(4.98)
Pay	−0.027	0.014*	0.009	0.014*	−0.007	−0.006	−0.003
	(−1.13)	(1.92)	(1.35)	(1.92)	(−0.82)	(−0.81)	(−0.43)
Opinion	0.343***	−0.074***	−0.139***	−0.075***	0.104***	0.034	0.008
	(4.16)	(−2.94)	(−6.07)	(−2.96)	(3.68)	(1.29)	(0.33)
Size	0.117***	−0.033***	−0.030***	−0.033***	0.007	0.014**	0.013**
	(5.92)	(−5.52)	(−5.41)	(−5.52)	(1.01)	(2.30)	(2.41)
ATO	0.020	−0.007	−0.012	−0.007	−0.002	0.004	0.017
	(0.56)	(−0.66)	(−1.15)	(−0.65)	(−0.14)	(0.36)	(1.63)
Roe	0.000	−0.000	−0.000	−0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.65)	(−0.62)	(−1.44)	(−0.62)	(1.05)	(0.44)	(0.06)
Age	−0.005*	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	−0.001
	(−1.77)	(0.95)	(1.24)	(0.97)	(0.86)	(0.04)	(−1.55)
Leverage	0.368***	−0.053**	−0.025	−0.053**	−0.058**	−0.014	0.023
	(4.67)	(−2.19)	(−1.14)	(−2.18)	(−2.15)	(−0.55)	(1.07)
MTB	0.045***	−0.011**	−0.008**	−0.010**	0.005	0.003	−0.003
	(3.35)	(−2.54)	(−2.26)	(−2.52)	(1.04)	(0.69)	(−0.81)
Ifpromise	−0.043	0.003	0.005	0.003	0.003	0.012	0.003
	(−1.28)	(0.26)	(0.52)	(0.27)	(0.30)	(1.13)	(0.32)
_cons	2.798***	0.943***	0.883***	0.942***	−0.008	−0.158	−0.147
	(5.95)	(6.53)	(6.78)	(6.53)	(−0.05)	(−1.05)	(−1.12)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8 746	8 746	8 746	8 746	8 746	8 746	8 746
R-Square	0.456	0.348	0.309	0.349	0.165	0.207	0.206
Adj. R-Square	0.45	0.35	0.31	0.35	0.16	0.20	0.20

注：*，**，***分别表示系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；括号内为 t 值。

3. 横截面数据检验。

鉴于本文所使用原数据为横截面数据，扩充成面板数据可能产生一定的偏差，为了增强本文的稳健性，本部分使用横截面数据进行稳健性分析，对于横截面样本的控制变量，本部分计算了对应变量在整个商誉存续期内的均值，关键变量系数的显著性均与主检验一致。

表 8　　横截面数据检验

	(1) *Hazard*	(2) *Hazard*	(3) *Duration*	(4) *Duration*
ifOverconf		0.891** (−2.05)		0.049** (2.05)
Overconf	0.994*** (−3.17)		0.003*** (3.17)	
Avg.GW	1.831** (2.40)	1.850** (2.44)	−0.259** (−2.40)	−0.263** (−2.44)
Avg.Pay	0.732*** (−7.99)	0.733*** (−8.00)	0.133*** (7.94)	0.133*** (7.94)
Avg. Opinion	1.552** (2.14)	1.555** (2.15)	−0.188** (−2.14)	−0.189** (−2.15)
Avg.Size	0.744*** (−9.42)	0.745*** (−9.41)	0.126*** (9.31)	0.126*** (9.30)
Avg.ATO	1.121** (1.97)	1.115* (1.88)	−0.049** (−1.97)	−0.046* (−1.88)
Avg.Roe	1.000 (−1.41)	1.000 (−1.36)	0.000 (1.41)	0.000 (1.36)
Avg.Age	1.012*** (3.13)	1.012*** (3.11)	−0.005*** (−3.13)	−0.005*** (−3.11)
Avg. Leverage	1.103 (0.62)	1.110 (0.66)	−0.042 (−0.62)	−0.045 (−0.66)
Avg.MTB	0.997 (−0.16)	0.998 (−0.13)	0.001 (0.16)	0.001 (0.13)
Ifpromise	1.064 (1.25)	1.076 (1.49)	−0.026 (−1.25)	−0.031 (−1.49)
_cons	2729.422*** (11.34)	2757.701*** (11.35)	−3.381*** (−11.00)	−3.387*** (−11.01)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
N	4 784	4 784	4 784	4 784
LR chi2	1 307.83	1 301.74	1 307.83	1 301.74
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000

注：*，**，***分别表示风险比率系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；为了表达其经济学含义，第（1）列和第（2）列的系数为变量的风险比率系数（经过指数模型变换后的系数），z 值的符号小于 0 时，对应的风险比率系数小于 1；括号内为 z 统计量。

4. 内生性问题。

（1）工具变量。虽然本文使用的生存分析模型中，被解释变量为商誉存续时间和模型拟合计算的商誉减值风险，而管理层过度自信程度衡量的是并购发生年份的管理层增持股份，两者之间存在时间层面的差异，内生性较弱，但是本文同样使用工具变量法和事件研究法处理可能存在的内生性问题，本文借鉴李丹蒙等（2018），使用管理层过度自信的行业中位数作为工具变量。结果如表 9 所示，表 9 第（1）列为 2sls 第一阶段的回归结果，第（2）列为第二阶段的回归结果，结果与主检验是一致的。

表 9　　工具变量 2sls 回归结果

	(1) *IfOverconf*	(2) *Duration*
IfOverconf		0.464** (2.35)
GW	0.397*** (4.19)	0.078** (2.17)
Pay	−0.016 (−1.19)	0.018*** (4.41)
Opinion	0.008 (0.16)	0.063*** (4.45)
Size	0.030*** (2.90)	0.035*** (10.61)
ATO	0.061*** (2.88)	0.007 (1.00)
Roe	−0.000 (−0.24)	0.000* (1.85)
Age	0.008*** (5.19)	0.001 (1.58)
Leverage	−0.062 (−1.13)	0.005 (0.33)
MTB	−0.010 (−1.21)	0.011*** (5.08)
Ifpromise	0.066*** (3.32)	−0.012* (−1.71)
IfOverconf _med	1.085*** (6.54)	
_cons	−1.293*** (−6.39)	2.759*** (25.79)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
N	25 239	25 239
Adj. R-Square	0.017 5	0.673 3

注：*，**，***分别表示系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；括号内为 t 值。

五、进一步研究

为了针对性地提出政策建议，本部分检验了内外部环境对于管理层推迟商誉减值的调节作用，并检验2018年会计监管风险提示文件是否有效抑制了管理层推迟商誉减值的行为，进一步分析何种影响因素可以改善目前商誉减值不及时的现状。

（一）信息透明度、管理层过度自信与商誉减值及时性

在主检验的基础上，本部分讨论信息透明度（*Uncertainty*）对管理层过度自信推迟商誉减值的调节作用，信息透明度（*Uncertainty*）参考Chung & Hribar（2021），使用分析师盈利预测的分歧度来衡量，分析师盈利预测的分歧度越大，信息透明度越差，不确定性越强。结果如表10所示，信息透明度（*Uncertainty*）与管理层过度自信虚拟变量（*IfOverconf*）的交乘项与商誉减值延迟时间显著正相关，信息透明度对管理层过度自信推迟商誉减值存在正向的调节作用，这意味着，信息透明度越差的企业，管理层过度自信推迟商誉减值的现象更严重，监管层可以通过提高信息透明度来有效抑制管理层推迟商誉减值的行为。

（二）内部控制质量、管理层过度自信与商誉减值及时性

本部分讨论内部控制质量（*Internalcontrol*）对管理层过度自信推迟商誉减值的调节作用，内部控制质量（*Internalcontrol*）通过内部控制缺陷整改计划来衡量，进行内部控制缺陷整改的企业，内部控制质量往往会增加。结果如表11所示，内部控制质量（*Internalcontrol*）与管理层过度自信虚拟变量（*IfOverconf*）的交乘项与商誉减值延迟时间显著负相关，改善内部控制质量对管理层过度自信推迟商誉减值存在抑制作用，这意味着，通过改善企业内部控制质量，管理层过度自信推迟商誉减值的现象可以得到有效控制，监管层可以通过重点监督高商誉企业的内部控制质量来有效抑制管理层推迟商誉减值的行为。

（三）2018年风险提示事件

2018年11月16日，证监会专门针对愈发严重的商誉减值问题公布了《会计监管风险提示第8号——商誉减值》，认为企业的商誉减值测试通常存在以下几个问题：未按规定步骤进行减值测试、未恰当并及时计提商誉减值、披露的商誉项目及商誉减值金额缺乏充分、适当的证据支持等。同时，证监会对是否需要将商誉的后续计量由减值转为摊销向学术界和实务界征求意见。本部分选取了2017年和2018年进行商誉减值的样本，基于2018

表10　信息透明度、管理层过度自信与商誉减值延迟时间

	(1) *Duration*	(2) *Duration*
Uncertainty * *IfOverconf*		0.059** (2.34)
Uncertainty	−0.075*** (−6.13)	−0.093*** (−6.43)
IfOverconf	0.030** (2.38)	0.000 (0.02)
GW	−0.303*** (−4.47)	−0.305*** (−4.50)
Pay	0.038*** (4.01)	0.039*** (4.02)
Opinion	0.085*** (3.47)	0.083*** (3.42)
Size	0.040*** (5.95)	0.041*** (6.03)
ATO	−0.003 (−0.23)	−0.004 (−0.27)
Roe	0.000 (0.96)	0.000 (0.94)
Age	0.008*** (7.03)	0.008*** (6.97)
Leverage	−0.010 (−0.32)	−0.010 (−0.32)
MTB	0.012** (2.01)	0.013** (2.06)
Ifpromise	−0.075*** (−5.58)	−0.074*** (−5.52)
_cons	−0.132 (−0.78)	−0.139 (−0.83)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
N	25 239	25 239
LR chi2	8 936.71	8 942.16
Prob>chi2	0.000	0.000

注：*，**，***分别表示风险比率系数在0.1、0.05和0.01的水平上显著；括号内为z统计量。

年的风险提示事件，分析事件发生前后，管理层过度自信推迟商誉减值的现象是否存在显著变化。当商誉减值年份为 2017 年时，政策事件变量（*Policy*）为 0，当商誉减值年份为 2018 年时，政策事件变量（*Policy*）为 1。

表 11 内部控制质量、管理层过度自信与商誉减值延迟时间

	(1) *Duration*	(2) *Duration*
Internalcontrol * *IfOverconf*		−0.113*** (−3.87)
Internalcontrol	−0.041*** (−2.67)	−0.007 (−0.37)
IfOverconf	0.029** (2.25)	0.057*** (3.83)
GW	−0.334*** (−4.94)	−0.330*** (−4.89)
Pay	0.035*** (3.68)	0.035*** (3.69)
Opinion	0.076*** (3.07)	0.076*** (3.08)
Size	0.039*** (5.80)	0.040*** (5.81)
ATO	−0.006 (−0.38)	−0.005 (−0.35)
Roe	0.000 (1.12)	0.000 (1.11)
Age	0.009*** (8.16)	0.009*** (8.24)
Leverage	−0.013 (−0.41)	−0.012 (−0.38)
MTB	0.019*** (3.14)	0.020*** (3.16)
Ifpromise	−0.077*** (−5.75)	−0.078*** (−5.80)
_cons	−0.095 (−0.57)	−0.108 (−0.65)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
N	25 239	25 239
LR chi2	8 906.20	8 920.90
Prob>chi2	0.000	0.000

注：*，**，*** 分别表示风险比率系数在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；括号内为 z 统计量。

结果如表 12 所示，政策事件变量（*Policy*）和管理层过度自信虚拟变量（*IfOverconf*）的交乘项与商誉减值延迟时间显著负相关，说明风险提示事件发生后，管理层推迟商誉减值的行为得到了有效控制，商誉减值及时性有所提高。

表 12　　会计监管风险提示事件的作用

	(1) *Duration*	(2) *Duration*
Policy * *IfOverconf*		−0.109** (−2.37)
Policy	6.938 (0.02)	6.957 (0.02)
IfOverconf	0.049** (2.23)	0.118*** (3.21)
Avg.GW	−0.882*** (−7.88)	−0.877*** (−7.87)
Avg.Pay	−0.032 (−1.53)	−0.032 (−1.54)
Avg.Opinion	0.281*** (3.14)	0.259*** (2.91)
Avg.Size	−0.031** (−2.02)	−0.028* (−1.81)
Avg.ATO	−0.009 (−0.27)	−0.001 (−0.02)
Avg.Roe	0.001 (1.28)	0.001 (1.25)
Avg.Age	0.005** (2.20)	0.005** (2.25)
Avg.Leverage	0.114 (1.63)	0.106 (1.51)
Avg.MTB	−0.011 (−0.91)	−0.010 (−0.78)
Ifpromise	−0.087*** (−3.39)	−0.084*** (−3.30)
_cons	−4.186 (−0.01)	−4.244 (−0.01)
行业固定效应	控制	控制
N	4 663	4 663
LR chi2	4 181.13	4 186.79
Prob>chi2	0.000	0.000

*，**，*** 分别表示风险比率系数在 0.10.05 和 0.01 的水平上显著；括号内为 z 统计量。

六、研究结论

本文基于管理层过度自信抬高并购溢价的假说（Roll，1986；杜兴强等，2011；李丹蒙等，2018），借鉴 Chung & Hribar（2021）的生存分析模型，进一步推演至高溢价并购后引致的商誉减值不及时的问题。研究发现，并购时过度自信的管理层更可能对商誉减值风险认知不足，延长商誉减值时间，降低商誉减值及时性。在稳健性分析中，本文考虑了过度自信代理变量的有效性，选取了另外可以衡量管理层过度自信的变量（管理层盈利预测过度乐观），发现管理层并购时增持股份与管理层盈利预测过度乐观存在显著正相关关系，均可以显著增加并购溢价，增强了过度自信指标的可信度。此外，本文考虑了商誉减值及时性代理变量的有效性。在稳健性检验中，本文借鉴了现有文献（Glaum *et al*.，2018），使用商誉减值的提前信号（股价负回报信号）来衡量经济实质层面的商誉减值，稳健性检验的结果与 Glaum *et al*.（2018）的结果是一致的，也与本文的主检验结果一致。进一步研究发现，对于并购时管理层过度自信引致的商誉减值不及时问题，提高企业信息透明度和增强企业内部控制质量存在显著的改善作用。此外，2018 年的出台的《会计监管风险提示第 8 号——商誉减值》政策对也存在显著的正面改善作用。本文的研究结果表明，并购时管理层过度自信程度会显著影响后续商誉减值的及时性，并购时过度自信的管理层更可能在后续的商誉减值决策中出现风险认知不足的问题，进而延长商誉减值时间，推迟商誉减值。本文的结论有助于投资者判断企业财务报表商誉项目中是否存在推迟商誉减值的可能，同时，从高商誉企业信息透明度和内部控制质量监督两个方面，为监管层完善商誉减值相关准则和制定商誉减值风险管控政策提供了经验证据作为参考。

附录 1 商誉减值及时性问题的 Cox 比例风险模型推导过程

本文研究的核心内容是商誉减值及时性的影响因素，为了度量商誉减值及时性，我们需要估计商誉减值速度，进而分析什么因素导致商誉减值加速，什么因素导致商誉减值减速。首先，我们简要介绍下使用生存分析研究商誉减值及时性问题的可行性。生存分析（Survival Analysis）是生物医学研究中常用的分析方法，在队列随访过程中，研究人员会事先定义观察终点，比如肿瘤复发、患者死亡等，这些终点称为事件（Event）。从研究开始到发生事件的时间间隔称为生存时间（Survival Time）。近几年，经济学和金融学领域的学者将投资失败、企业破产等也作为事件，使用生存分析模型研究投资失败、企业破产的影响因素。在企业并购领域中，宋迎春（2012）在博士论文中使用生存分析模型研究并购成功率的影响因素，发现过去的并购经验对并购成功率有促进作用；高凌云和易先忠（2019）使用生存分析模型研究外资投资对目标企业生存的影响，发现外资投资会降低目标企业的退出风险；Chung & Hribar（2021）首次将生存分析模型引入到商誉领域的研究中，发现管理层持有看涨期权会降低企业的商誉减值及时性。

对于生存分析研究商誉减值及时性问题的优势，过去的研究主要使用二元离散回归模型分析商誉减值的影响因素，而生存分析模型与二元离散回归模型相比，其优势在于考虑了时变性。以商誉问题为例，生存分析模型的结果变量考虑了商誉减值等待时间（T）和商誉减值结果变量（减值/不减值），而二元离散回归模型的结果变量只考虑了商誉减值结果变量（减值/不减值），这意味着，二元离散回归模型无法研究商誉减值决策是否及时（即什么因素影响了商誉减值等待时间）的问题。另外，生存时间通常具有明显的偏态分布，有正态分布假设的统计方法不能适用，这意味着，我们不能用常规的回归分析研究有关商誉减值等待时间的问题。最后，生存分析模型是半参数估计模型，而二元离散回归模型是参数估计模型。陈强（2014）在统计学教材中编写到，在统计学中，经常需要根据样本数据来推断总体的分布，即密度函数。如果采用参数估计法，需要先对总体分布的具体形式进行假定，比如说，假设总体服从正态分布 N（μ，σ^2），然后估计参数（μ，σ^2），就可以得到对密度函数的估计。但是，如果真实总体与正态分布相去甚远，则根据参数估计法作出的统计推断可能有较

大偏差。鉴于商誉问题的实际情况，商誉减值概率与时间在逻辑上存在关系，但是我们难以设定具体的分布形式，因此，我们只能选择半参数估计方法而非参数估计，而生存分析模型是常见的半参数估计模型。

为了进行生存分析，我们首先需要估计商誉的生存函数，我们假设商誉第 T 年发生首次减值，那么时间变量 t 的范围为［0，T_{max}］，T_{max} 为跟踪时间区间的最大值。企业在第 t 年的减值概率为 q_t，q_t 的计算如式（1）所示：

$$\text{减值概率}q_t=\frac{\text{第 } t \text{ 年内减值个体数}}{\text{第 } t \text{ 年初总个体数}} \tag{1}$$

生存率，也称为累积生存概率（Cumulative Probability of Survival），经济学含义为 0 时刻没有发生商誉减值的个体经历 t 个单位时间段后仍存活的概率，即：

$$\text{生存率 } S(t)=P(T\geqslant t)=\frac{t \text{ 时刻仍然没有减值个体数}}{\text{总个体数}} \tag{2}$$

按式（3）我们只能计算每一年的生存率，图像上表现为连续的点，而不是随时间 t 变化的曲线。为了得到一条连续的曲线，一般情况下，我们使用 Kaplan－Meier 法（简称 KM 法）估计生存率。假设，我们已经计算出时间t_1 的生存函数 $S(t_1)$，如果我们想得到时间t_2（$t_2>t_1$）的生存函数，那么首先这个个体必须先存活过时间t_1，用公式表示为：

$$S(t_2)=q_{t2-t1}\times S(t_1) \tag{3}$$

$$q_{t2-t1}=\frac{t_2 \text{ 到} t_1 \text{ 这段时间减值个体数}}{t_1 \text{ 时刻仍然存活总个体数}} \tag{4}$$

显而易见，如果从t_1 到t_2 这段时间内没有发生事件，那么 $S(t)$ 将保持不变。如果发生事件，我们可以根据以上方法得到t_2 时刻的生存函数 $S(t_2)$，并依次类推，最后得到 T_{max} 时刻的生存函数 $S(T_{max})$。对应地，我们可以得到减值率，即累积死亡概率（Cumulative Probability of Death），经济学含义为 0 时刻没有发生商誉减值的个体经历 t 个单位时间段后发生减值的概率，即：

$$\text{减值率 } F(t)=P(T\leqslant t)=\frac{t \text{ 时刻减值个体数}}{\text{总个体数}}=1-S(t) \tag{5}$$

我们将减值率函数 $F(t)$ 对 t 求导数，可以得到减值概率密度函数 $f(t)$，即商誉减值速度，经济学含义为没有考虑商誉始终存续条件下 t 时刻发生商誉减值的概率，即：

$$\mathrm{f}(t)=\lim_{\Delta t\to 0}\frac{P(t\leqslant T\leqslant t+\Delta t)}{\Delta t} \tag{6}$$

进一步，考虑企业在过去没有进行减值的条件，计算商誉减值条件概率密度函数 $hazard(t\mid T\geqslant t)$，经济学含义为考虑商誉始终存续条件下 t 时刻发生商誉减值的概率，也可以理解为 t 时刻的商誉减值风险函数，即：

$$hazard(t\mid T\geqslant t)=\lim_{\Delta t\to 0}\frac{P(t\leqslant T\leqslant t+\Delta t\mid T\geqslant t)}{\Delta t}=\frac{f(t)}{S(t)} \tag{7}$$

如上文所述，我们将影响因素抽象成受时间影响的因素和受客观条件影响的因素两方面，受时间影响的因素是一个基准，类似于在理想条件下，不受任何外界条件影响的死亡概率，而客观条件影响的因素会影响整体的死亡概率，使其在基准上增加或减少。参考陈强（2014）在《高级计量经济学及 Stata 应用》一书的公式推导，我们可以将商誉减值条件概率密度函数 $hazard(t;\ x\mid T\geqslant t)$ 分解为

$$hazard(t;x\mid T\geqslant t)=h_0(t)*h(x) \tag{8}$$

其中，$h_0(t)$ 被称为“基准风险”（Baseline Hazard），依赖于时间变量 t，但不依赖于客观因素 x，基准风险 $h_0(t)$ 对于总体中的每一个个体都相同，而个体的风险函数则依据 $h(x)$ 与此基准风险 $h_0(t)$ 成正比，通常令 $h(x)=e^{x\beta}$，则

$$hazard(t;x\mid T\geqslant t)=h_0(t)*e^{x\beta} \tag{9}$$

其中，$e^{x\beta}$ 被称为“相对风险”（Relative Hazard），β 可解释为半弹性，即解释变量 x 每增加一个单位，风险率函数 $hazard(t;\ x\mid T\geqslant t)$ 变为原风险率的 e^{β} 倍，e^{β} 为“风险比率”（Hazard Ratio，

简记 HR)。当解释变量存在多个时，模型可写为：

$$hazard(t;x \mid T \geqslant t) = h_0(t) * exp\left(\sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i\right) \tag{10}$$

上述模型即为生存分析中的 Cox 等比例风险模型，是一种半参数模型。我们假设 x_1 为管理层增持股票比例，当 x_1 增加 1 时，风险比率 HR 为 e^{β_1}，如果 $e^{\beta_1} > 1$，$\beta_1 > 0$，那么商誉减值速度增加；如果 $e^{\beta_1} < 1$，$\beta_1 < 0$，那么商誉减值速度降低；如果 $e^{\beta_1} = 1$，$\beta_1 = 0$，那么说明管理层增持股票比例对商誉减值速度不起作用。因此，我们在实证检验中报告的系数是风险比率 HR，反映的是解释变量 X 对商誉减值速度的影响。

参考文献

杜兴强、杜颖洁、周泽将，2011：《商誉的内涵及其确认问题探讨》，《会计研究》第 1 期。

郭照蕊、黄俊，2020：《高质量审计与上市公司商誉泡沫》，《审计研究》第 4 期。

韩宏稳、唐清泉、黎文飞，2019：《并购商誉减值、信息不对称与股价崩盘风险》，《证券市场导报》第 3 期。

胡凡、李科，2019：《股价高估与商誉减值风险》，《财经研究》第 6 期。

李丹蒙、叶建芳、卢思绮、曾森，2018：《管理层过度自信，产权性质与并购商誉》，《会计研究》第 10 期。

卢煜、曲晓辉，2016：《商誉减值的盈余管理动机——基于中国 A 股上市公司的经验证据》，《山西财经大学学报》第 7 期。

谭燕、徐玉琳、赵旭雯、蒋华林，2020：《高管权力，前任安排与并购商誉减值》，《会计研究》第 7 期。

杨威、宋敏、冯科，2018：《并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘》，《中国工业经济》第 6 期。

张新民、卿琛、杨道广，2020：《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》，《会计研究》第 5 期。

André，P.，A. Filip，and L. Paugam，2016，“Examining the patterns of goodwill impairments in Europe and the US”，*Accounting in Europe*，13 (3)：329 - 352.

Beatty，A.，and J. Weber，2006，“Accounting discretion in fair value estimates：An examination of SFAS 142 goodwill impairments”，*Journal of Accounting Research*，44 (2)：257 - 288.

Chen，C.，M. J. Kohlbeck，and T. Warfield，2004，“Goodwill valuation effects of the initial adoption of SFAS 142”，SSRN Working Paper No. 534484.

Chung，B. H.，and P. Hribar，2021，“CEO Overconfidence and the Timeliness of Goodwill Impairments”，*The Accounting Review*，96 (3)：221 - 259.

Elliot，J. A.，and J. D. Hanna，1996，“Repeated accounting write-offs and the information content of earnings”，*Journal of Accounting Research*，34：135 - 155.

Filip，A.，T. Jeanjean，and L. Paugam，2015，“Using real activities to avoid goodwill impairment losses：Evidence and effect on future performance”，*Journal of Business Finance & Accounting*，42 (3 - 4)：515 - 554.

Glaum，M.，W. R. Landsman，and S. Wyrwa，2018，“Goodwill impairment：The effects of public enforcement and monitoring by institutional investors”，*The Accounting Review*，93 (6)：149 - 180.

Gu，F.，and B. Lev，2011，“Overpriced shares，ill-advised acquisitions，and goodwill impairment”，*The Accounting Review*，86 (6)：1995 - 2022.

Hayn，C.，and P. Hughes，2006，“Leading indicators of goodwill impairment”，*Journal of Accounting*，*Auditing and Finance*，21 (3)：223 - 265.

Lehn，K. M.，and M. Zhao，2006，“CEO turnover after acquisitions：are bad bidders fired?”，*The Journal of Finance*，61 (4)：1759 - 1811.

Li，K. K.，and R. G. Sloan，2017，“Has goodwill accounting gone bad?”，*Review of Accounting Studies*，22 (2)：964 - 1003.

Malmendier, U., and G. Tate, 2008, "Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction", *Journal of Financial Economics*, 89 (1): 20-43.

March, J. G., and Z. Shapira, 1987, "Managerial perspectives on risk and risk taking", *Management Science*, 33 (11): 1404-1418.

Nofsinger, J. R., 2005, "Social mood and financial economics", *The Journal of Behavioral Finance*, 6 (3): 144-160.

Ramanna, K., and R. L. Watts, 2012, "Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment", *Review of Accounting Studies*, 17 (4): 749-780.

Roll, R., 1986, "The hubris hypothesis of corporate takeovers", *Journal of Business*, 59 (2): 197-216.

Shleifer, A., and R. W. Vishny, 2003, "Stock market driven acquisitions", *Journal of Financial Economics*, 70 (3): 295-311.

CHARACTERISTICS OF HIGH PREMIUM M&A AND TIMELINESS OF GOODWILL IMPAIRMENT

——BASED ON THE PERSPECTIVE OF MANAGEMENT OVERCONFIDENCE

LU XiaoZhe[1]　ZHU NanJun[2]

(1. School of Business, Renmin University of China;
2. School of Economics, Peking University)

Abstract: This paper tracks M&A events from the start time to the time of first impairment. Goodwill duration and impairment hazard can be divided into two parts, which named the reasonable part and the postponed part. By using the semiparametric model characteristic of survival analysis model, we alleviate the problem that reasonable impairment time and risk cannot be measured, empirically study the relationship between management overconfidence and the timeliness of goodwill impairment. We find that the overconfident management in M&A will overestimate the M&A premium and underestimate the goodwill impairment risk in the subsequent period, thus prolonging the delay time of goodwill impairment and reducing the timeliness of goodwill impairment. The research results of this paper make a useful supplement to the field of goodwill impairment timeliness, and provide empirical evidence for the relevant departments to improve the relevant standards of goodwill impairment.

Key words: the timeliness of goodwill impairment; goodwill impairment risk; management overconfidence; policy supervision