

并购业绩补偿承诺与商誉减值研究

张海晴¹ 文雯² 宋建波³

(1.北京国家会计学院, 北京 101312; 2.北京外国语大学国际商学院, 北京 100089;

3.中国人民大学商学院, 北京 100872)

摘要: 本文基于手工搜集的2011—2018年中国上市公司重大资产重组数据, 实证检验并购业绩补偿承诺对企业商誉减值的影响。研究结果显示, 相对于不存在业绩补偿承诺和业绩补偿承诺未到期的公司, 存在业绩补偿承诺的公司, 在承诺到期后首年的商誉减值金额更大、商誉减值比例更高。进一步研究发现, 分析师跟踪与高质量审计对由业绩补偿承诺引发的商誉减值现象具有显著的治理作用。研究结果表明, 并购交易中的业绩承诺使企业高估商誉可收回金额, 而在业绩承诺完成后又对商誉计提大量减值准备。本文拓展了业绩补偿承诺的经济后果及企业商誉减值的影响因素研究, 对监管部门完善企业并购重组和商誉减值监管具有重要启示意义。

关键词: 并购重组; 业绩补偿承诺; 商誉减值; 分析师跟踪; 高质量审计

Abstract: Using hand-collected major asset restructuring data from 2011 to 2018, this paper empirically examines the impact of M&A performance commitments on corporate goodwill impairment. The result reveals that compared with firms that do not have performance commitments and those whose performance commitments are not due, firms with performance commitments due within one year have higher impairment amount and impairment percentage. Furthermore, analyst following and high-quality audit can have a significant governance effect on the goodwill impairment paradigm. Our results are robust to alternative sampling, propensity score matching and difference-in-differences approach, Heckman two-stage sample selection method, and firm fixed effects model. This paper shows that the performance commitment pressure in M&A transactions makes firms overestimate the recoverable amount of goodwill, and results in the large amount of goodwill impairment after the commitment. This paper extends the literature on the economic consequences of performance commitment and determinants of goodwill impairment. It also has policy implications for regulatory authorities to better monitor corporate M&A and goodwill impairment.

Key words: performance compensation commitment, goodwill impairment, mergers and acquisitions, analyst following, high-quality audit

作者简介: 张海晴, 管理学博士, 北京国家会计学院讲师, 研究方向: 公司财务与公司治理。文雯(通讯作者), 管理学博士, 北京外国语大学国际商学院讲师, 研究方向: 公司财务与公司治理。宋建波, 管理学博士, 中国人民大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 内部控制与资本市场。

中图分类号: F275 文献标识码: A

一、引言

并购重组是企业整合自身资源、优化资产配置效率的重要途径。近年来, 我国上市公司并购重组的规模和频率不断攀升。由于优质的被并购资产相对有限、供不应求, 加之出售方和购买方之间存在严重的信息不对

称, 我国上市公司在并购重组业务中通常需要支付巨额溢价, 从而在资产负债表上形成高额合并商誉。根据本文统计, 2018年末, 我国A股共有2070家公司账面存在商誉, 总额高达1.45万亿元, 占A股上市公司总市值的比率接近2.5%。按照我国现行会计准则的规定, 上市公司在并购重组业务完成后每年都需要进行商誉减值测试。

大额商誉减值会对并购方的市场表现形成巨大冲击,并购重组业务发生时的高溢价、高商誉也潜在地增加了购买方的股价暴跌风险(王文姣等, 2017)^[28]。

为规制并购重组活动、防范并购活动中溢价虚高问题,中国证监会在2008年4月出台了《上市公司重大资产重组管理办法》(以下简称《办法》)。《办法》明确要求在特定的重大资产重组活动中,交易双方须签订业绩补偿承诺(performance compensation commitment)¹。业绩承诺是指在资产重组交易中,出售方对于标的资产未来若干年度的利润作出承诺,一旦未达到承诺利润,需向购买方进行赔偿,其实质是一种对赌协议。监管部门希望通过强制性的业绩补偿承诺规定,避免并购活动中确认过高商誉,进而降低未来发生大额商誉减值的可能性。然而,并购交易双方均可能出于避免承诺期内未达成承诺业绩的动机,高估业绩承诺期内商誉的可回收金额,推迟确认商誉减值准备。事实上,业绩承诺不仅广泛应用于政策强制要求的项目中,在其他并购重组交易中,交易双方也较多自主选择和应用业绩承诺条款。因此,探讨我国并购重组交易中业绩承诺条款设置对并购后商誉减值的影响,具有很强的现实指导意义。

近年来,我国并购市场签订业绩承诺的项目数量激增,承诺利润也越来越高(李秉祥等, 2019)^[22],但已有诸多研究表明,业绩承诺并未充分保障中小投资者利益。刘浩等(2011)^[24]以及Hou et al.(2015)^[10]的研究均表明,业绩承诺事项给上市公司带来了较大的业绩压力,业绩承诺公司存在向上盈余管理的动机和行为。关静怡和刘娥平(2019)^[20]发现,业绩承诺增长率越高,企业在并购后的股价崩盘风险也越高。那么,如果业绩承诺到期,企业由业绩承诺催生的向上盈余管理动机消失,收购方高估商誉、商誉减值计提的问题很可能显露出来。例如,光明地产(SH.600708)、时代万恒(SH.600241)、吉艾科技(SZ.300309)都曾因业绩承诺到期后计提大额商誉减值而受到中小投资者质疑或证券交易所质询。基于实践上的重要性与既有研究的相对不足,本文聚焦收购方在业绩承诺到期首年的大额商誉减值异象问题。

基于2011—2018年我国A股上市公司重大资产重组数据,本文发现,相比不存在业绩承诺以及存在业绩承诺但未到期的收购方,处于业绩承诺期满后首年的收购方

计提了更大金额和更高比例的商誉减值准备,说明收购方在业绩承诺压力下有推迟计提商誉减值准备的现象。此外,分析师跟踪和高审计质量能够弱化业绩承诺到期对商誉减值准备的增量影响。在剔除业绩承诺未达成的样本进行稳健性检验后,本文的研究结论依然成立,说明购买方的商誉减值异象并不仅是未达成业绩承诺后负面市场反应的自然结果,本文推断仍有解释效力;在采用PSM-DID和Heckman两阶段方法控制了反向因果与自选择偏误后,本文主要实证结果仍然成立。

本文的研究贡献和创新之处主要体现在以下三方面:第一,从商誉减值视角拓展了业绩承诺的经济后果研究。现有研究主要关注业绩承诺在承诺期间的经济后果,例如收购方市场价值(李秉祥等, 2019)^[22]、财务业绩(吕长江和韩慧博, 2014)^[26]、审计收费(刘向强等, 2018)^[25]等,本文则将业绩承诺应用状况放置到更长时间量度内,从商誉减值计提视角拓展业绩承诺的经济后果研究。第二,从并购重组中的业绩承诺这一独特视角出发丰富了商誉减值影响因素的文献。以往有关商誉减值影响因素研究较多从并购交易完成的时点角度出发(Li et al., 2011; Gu and Lev, 2011)^[16]^[9],本文则提出了上市公司操纵商誉减值的新动机,为商誉估值的盈余管理行为提供了新证据。第三,本文发现了高质量审计与高分析师跟踪对商誉减值的治理效应,说明良好的外部监督机制能够降低大幅商誉减值风险。从现实角度,本文的研究发现有助于防范由大额商誉减值带来的系统性风险,也有利于防范上市公司财务报表舞弊,对监管部门完善业绩承诺和商誉减值的相关制度规范具有参考价值。

二、理论分析和研究假设

(一)业绩补偿承诺到期与商誉减值

业绩补偿承诺机制的设立初衷是对企业产生正向激励。杨志强和曹鑫雨(2017)^[32]研究发现,业绩补偿承诺能够提升混合所有制改革的协同效应,对管理层产生激励效应。在业绩承诺约定期间内,无论是公司的会计业绩还是市场估值均有所提升(吕长江和韩慧博, 2014; 潘爱玲等, 2017; 李秉祥等, 2019)^[26]^[27]^[22]。

业绩承诺作为一种实质上的对赌协议,虽然能够产生一定的激励效应,但也会给标的公司管理层增加巨大的业

绩压力,导致管理层短视行为(Cadman et al., 2014)^[3]。通常而言,业绩补偿承诺要求标的资产在承诺期间的收益达到约定数额。根据《办法》的规定,上市公司收购控股股东及其关联方资产如果达到重大资产重组条件的,双方必须签订业绩承诺,这就给承诺方造成了业绩压力。在该类业绩承诺中,承诺方仍然能够参与被承诺方财务报表编制过程。即使在非强制的业绩承诺下,承诺方仍可能利用标的资产剩余的所有权对资产的实际运营或相关会计处理进行干涉,这就为盈余管理活动留下了空间。刘浩等(2011)^[24]和Hou et al.(2015)^[10]以我国股权分置改革中业绩承诺公司为样本,发现业绩承诺公司存在调高利润的盈余管理行为。刘向强等(2018)^[25]通过并购中披露业绩补偿承诺的样本数据,发现业绩承诺会引发上市公司的盈余管理行为,增加了公司的审计风险,因而公司在业绩补偿承诺期内的审计费用更高。此外,被承诺方也有强烈的动机避免承诺方无法完成承诺业绩。触发赔偿机制会向市场传递收购方的战略决策或资产管理失败的信号,严重影响投资者信心。谢纪刚和张秋生(2016)^[30]通过案例分析业绩承诺会计处理方法,发现收购方在业绩承诺期间未及时计提商誉减值的原因可能是管理层高估盈余的动机或过度乐观的倾向。因此,并购交易双方在利益的驱动下,很可能在业绩承诺期间内倾向性地选择高估利润及减少亏损的会计政策。

与重大资产重组相伴的是商誉的度量问题。目前在我国资本市场中,不论上市公司数量还是可选择的高质量标的资产,数量都相对有限,需求旺盛的资本方在并购交易中往往支付高额溢价(杨威, 2018)^[31]。资产重组交易完成后,由于之前高溢价形成的商誉不再受到交易情绪的影响,企业会选择将其逐渐修正为按一定规则计算的“公允价值”,即企业会计准则中规定的“可收回金额”。当商誉账面价值高于可收回金额时,就需要对商誉进行减值,进而减少收购方利润。根据会计准则的规定,可收回金额取决于标的资产公允价值与处置费用的差额与预计资产未来现金流量的折现值两者孰高,二者均具有较大的主观性(Hayn and Hughes, 2006; Ramanna and Watts, 2012; Abughazaleh et al., 2011)^{[14][18][11]}。如非严重违背经济规律或投资者的合理预期,收购方提供的商誉信息很难被挑战。在业绩补偿承诺期间内,交易

双方避免减少利润的动机很可能促使收购方倾向高估商誉可回收金额,避免或推迟商誉减值。

本文预期业绩承诺到期后首年,收购方将大量计提商誉减值准备,原因主要为以下三方面:第一,业绩补偿承诺到期后,由业绩补偿承诺催生的向上盈余管理动机消失,承诺到期后收购方过高估计商誉可回收金额的倾向也有所降低,这为计提大额商誉减值准备创造了条件。第二,由于商誉泡沫爆裂可能引起股价暴跌(Li et al., 2011; 王文姣等, 2017)^{[16][28]},企业会选择延缓该股价暴跌风险至业绩补偿承诺期满后。具体而言,在业绩补偿承诺期间内,收购方已积压大量的商誉泡沫,收购方继续高估商誉可回收金额则必将承担较高的股价暴跌风险,如果此时确认商誉减值,将对完成业绩承诺相当不利;在业绩承诺到期后,企业相当于已完成对赌协议的要求,此时确认商誉减值即使引起股价下跌,对控股股东的影响也相对较小。第三,集中式剥离、大额出清商誉泡沫能够减少陆续计提减值对后续各期业绩的持续性负面影响。Kabir and Rahman(2016)^[12]通过分析2007—2012年澳大利亚企业数据发现CEO上任当年存在计提大额商誉减值的盈余管理现象。业绩承诺到期后的首年计提高额(甚至超额)商誉减值准备很可能成为收购方的选择,即可能存在对商誉账面价值“洗大澡”(take a big bath)现象。据此,本文推断业绩承诺到期后首年,收购方提取的商誉减值准备远高于不存在业绩承诺的收购方和存在业绩承诺但未到期的收购方。

基于以上分析,提出假设1:

H1: 相对不存在业绩补偿承诺以及业绩补偿承诺未到期的收购方,存在业绩补偿承诺的收购方在承诺到期后首年计提的商誉减值准备显著增加。

(二)业绩补偿承诺到期、分析师跟踪与商誉减值

业绩补偿承诺到期后的商誉高额减值现象可能是业绩承诺期间向上与业绩承诺到期后向下盈余管理的综合结果。基于分析师和审计对盈余管理行为的治理作用,本文探究分析师跟踪和审计质量在业绩承诺到期与商誉减值准备正向关系中的调节作用。

控股股东和管理层作为公司的“内部人”可以获得更多信息,分析师能够降低控股股东或管理层与中小股东的信息不对称,遏制控股股东的掏空行为(Hu and

Yang, 2014)^[11],降低管理层的道德风险(Chen et al., 2015)^[5]。分析师能够通过实地调研等途径,获得外部人难以获取的公司内部信息(Frankel et al., 2006; 肖斌卿等, 2017)^{[7] [29]}。中小股东可能通过分析师报告获得商誉及其减值风险的增量信息,提高其识别上市公司商誉减值迹象的能力。此外,实证研究已经获得大量分析师对企业盈余管理行为治理效应的经验证据,分析师能够识别企业基于应计项目的虚增利润(Yu, 2016)^[19]与“洗大澡”(Irani and Oesch, 2016)^[13]等行为。因此,本文推测分析师跟踪对收购方在业绩承诺期向上盈余管理与业绩承诺期结束后可能的“洗大澡”行为都具有一定治理作用,从而阻止或抑制商誉减值异象的形成。

基于以上分析,提出假设2:

H2: 分析师跟踪能够弱化业绩补偿承诺到期对商誉减值准备的助长作用。

(三)业绩补偿承诺到期、高质量审计与商誉减值

业绩承诺到期后的商誉减值异象可能是基于应计项目的盈余管理行为产生的,审计工作对基于应计项目的盈余管理行为具有治理作用(Becker et al., 1998; Lin and Hwang, 2010; Chen et al., 2011)^{[2] [15] [4]}。而根本上,业绩承诺到期后的盈余管理则来自于收购方的有偏估计。相对于分析师,审计师关于财务报告的专业知识和专门工作对上市公司会计估计的合理性具有更为直接的影响。审计师对管理层提供财务报表中会计估计的修正是抑制盈余管理行为的重要途径之一(Ayres et al., 2019)^[6]。我国审计准则规定获取充分、适当的证据以评价被审计单位的会计估计是否合理是审计师的责任²。商誉及其减值的确认具有模糊性、复杂性与较高的可操纵性,这带给审计师工作较大的考验。Ayres et al.(2019)^[6]发现美国2001年后实施的商誉减值测试规定带给审计师新的工作冲击,基于美国上市公司数据,他们发现企业解雇审计师后常出现损害商誉质量现象。郑春美和李晓(2018)^[33]发现审计师对并购商誉风险保持了应有的职业谨慎,增加审计收费以确保审计质量,且这一结论在企业正、负向盈余管理的情况下均依然成立。因此,审计质量的高低是影响审计能否抑制业绩承诺到期后商誉减值异象的关键。本文预期,高质量审计能够抑制业绩承诺到期前后收购方对商誉可收回金额的有偏估计,降低到期前后的盈余

管理行为,削弱到期后商誉减值异象。

基于以上分析,提出假设3:

H3: 高质量的审计师能够弱化业绩补偿承诺到期对商誉减值准备的助长作用。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本研究的初始样本为2011—2018年我国A股上市公司。考虑到2008年证监会首次颁布资产重组中的业绩承诺政策并于当年执行,并且业绩承诺约定期限一般至少为3年,所以本文选取2011年度作为样本的时间起点,以考察业绩承诺到期对商誉减值的影响。在剔除了缺失值样本和金融保险行业公司后,初步得到8年间共19,070个公司-年度样本。同时,因为本文重点关注企业商誉减值问题,若企业未曾确认商誉便不存在商誉减值问题,因而在初始样本基础上,进一步剔除了各年年初商誉净额为零的公司-年度样本共11,118个,最终获得7,776个公司-年度样本。业绩承诺到期数据³系作者手工搜集巨潮网中上市公司重大资产重组公告及交易报告书后整理所得,其他数据均取自国泰安(CSMAR)数据库。为剔除异常值的影响,本文所有连续变量均经过1%和99%分位的缩尾(winsorize)处理。

(二)研究模型与变量设计

为验证业绩承诺到期后商誉减值异象的存在,即假设1,本文设计多元回归模型(1)。模型(1)的被解释变量为企业商誉减值(*Impairment*),具体用两种方式衡量:(1)*Imprmt_q*为商誉减值金额,即当年公司利润表中计提的商誉减值数量加1取自然对数;(2)*Imprmt_r*为公司商誉减值金额占期初商誉净值的比例。解释变量为业绩补偿承诺(*Promise*),如果企业处于业绩承诺完成期后首年取1,否则取0。根据假设1,预期*Promise*的系数 α_1 显著为正。

$$Impairment_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Promise_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 Leverage_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \alpha_6 Top1_{i,t} + \alpha_7 Loss_{i,t} + \alpha_8 BM_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

借鉴Olante(2013)^[17]和Glaum et al.(2018)^[8]的研究,本文控制了其他影响公司商誉减值的因素,包括:公司规模(*Size*),等于公司总资产取自然对数;总资产收益率(*ROA*),等于净利润除以期末总资产;资产负债率(*Leverage*),等于负债总额除以资产期末总额;产权性质

(*SOE*), 当上市公司为国有企业时取1, 否则为0; 大股东持股率(*Top1*), 等于第一大股东持股数量与公司流通总股数之比; 亏损(*Loss*), 当年公司净利润为负取1, 否则取0; 账面市值比(*BM*), 等于期末资产账面价值与市值之比; 行业哑变量(*Industry*)和年份哑变量(*Year*), 其中行业变量分类依据证监会2012行业分类标准, 鉴于制造业行业内各公司业务差异较大, 取两位代码进行细分。主要变量定义见表1。

假设2考察分析师跟踪对业绩承诺到期与企业商誉减值之间关系的调节效应, 采用如下回归模型进行检验:

$$Impairment_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Promise_{i,t} + \beta_2 Analyst_{i,t} \times Promise_{i,t} + \beta_3 Analyst_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Leverage_{i,t} + \beta_7 SOE_{i,t} + \beta_8 Top1_{i,t} + \beta_9 Loss_{i,t} + \beta_{10} BM_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)在模型(1)的基础上, 加入分析师跟踪(*Analyst*)及其与业绩承诺到期(*Promise*)的交互项(*Analyst*×*Promise*)。借鉴黄俊和郭照蕊(2014)^[21]的研究, 本文以当年关注公司并且发布分析报告的证券分析师人数度量分析师跟踪情况, 分析师跟踪(*Analyst*)为当年分析师跟踪人数加1取自然对数。根据假设2, 预期交互项 *Analyst*×*Promise* 的回归系数 β_2 为负, 即分析师跟踪水平越高, 业绩承诺到期与商誉减值的正向关系越弱。换言之, 紧密的分析师跟踪环境能够缓解收购方在承诺到期后首年计提高额商誉减值的现象。

假设3考察高质量审计对业绩承诺到期与企业商誉减值之间关系的调节效应, 采用如下回归模型进行检验:

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
商誉减值数量	<i>Imprmt_q</i>	当年利润表中商誉减值金额加1取自然对数
商誉减值比例	<i>Imprmt_r</i>	商誉减值金额占期初商誉净额的比例
业绩承诺到期	<i>Promise</i>	业绩承诺完成后首年取1, 否则取0
分析师跟踪	<i>Analyst</i>	公司当年分析师跟踪人数加1取自然对数
四大审计	<i>Big4</i>	当年审计师属于“四大”事务所取1, 否则取0
公司规模	<i>Size</i>	等于公司总资产取自然对数
总资产收益率	<i>ROA</i>	等于净利润除以期末总资产
资产负债率	<i>Leverage</i>	等于负债总额除以资产总额
产权性质	<i>SOE</i>	当年公司属于国有企业取1, 否则取0
大股东持股率	<i>Top1</i>	等于第一大股东持股数量与公司流通总股数之比
亏损与否	<i>Loss</i>	当年公司净利润小于零取1, 否则取0
账面市值比	<i>BM</i>	期末资产账面价值与市值之比
年度	<i>Year</i>	年度虚拟变量
行业	<i>Industry</i>	按照证监会2012年行业分类法划分的虚拟变量

$$Impairment_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Promise_{i,t} + \gamma_2 Big4_{i,t} \times Promise_{i,t} + \gamma_3 Big4_{i,t} + \gamma_4 Size_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 Leverage_{i,t} + \gamma_7 SOE_{i,t} + \gamma_8 Top1_{i,t} + \gamma_9 Loss_{i,t} + \gamma_{10} BM_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)在模型(1)的基础上加入高质量审计(*Big4*)及其与业绩承诺到期(*Promise*)的交互项(*Big4*×*Promise*)。作为外部治理机制, 高质量审计限制了上市公司隐藏信息的能力, 提高会计信息的透明度。已有研究表明, 聘请“四大”事务所进行审计的公司的信息质量显著高于其他公司(林永坚和王志强, 2013)^[23]。因此参考已有研究, 本文以公司财报是否经过“四大”事务所⁴审计(*Big4*)度量审计质量, 若上市公司聘请“四大”事务所进行年报审计, *Big4*取值为1, 否则为0。依据本文的假设3, 预期交互系数 γ_2 为负, 即审计质量越高, 业绩承诺到期时企业进行大额商誉减值的可能性越低。换言之, 审计质量可以降低业绩承诺到期与收购方商誉减值的正向关系。

为避免混合截面数据带来的干扰问题, 本文所有回归中均对估计系数标准误进行了公司层面的聚类处理(Cluster by the firm level)。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了本文的样本分布和单变量检验结果, 其中Panel A报告了样本分布情况。从中可以看出, 全样本中签订业绩补偿承诺的样本共2755个, 其中计提商誉减值的样本为526个, 占签订业绩补偿承诺样本的比重为19.1%; 未签订业绩补偿承诺的样本共5021个, 其中计提

表2 样本分布和单变量检验

Panel A: 样本分布情况			
	样本量	计提商誉减值样本	计提商誉减值样本占比
未签订业绩承诺样本	5,021	723	14.4%
签订业绩承诺样本	2,755	526	19.1%
样本总计	7,776	1,249	16.1%
Panel B: 签订业绩承诺样本的商誉减值单变量检验			
	业绩承诺到期 (样本量 N=462)	业绩承诺期间 (样本量 N=2,293)	均值差异检验 (Mean Diff)
计提商誉减值样本	145	381	—
计提商誉减值样本占比	31.4%	16.6%	—
商誉减值金额 (<i>Imprmt_q</i>)	5.307	2.703	3.404***
商誉减值比例 (<i>Imprmt_r</i>)	0.074	0.034	0.040***

注: ***表示在1%水平下显著。

商誉减值的样本为723个，占未签订业绩补偿承诺样本的比重为14.4%。因此，相对于未签订业绩承诺的公司，签订业绩承诺公司中计提商誉减值的比例更高。

Panel B报告了针对签订业绩补偿承诺公司子样本的商誉减值单变量检验。其中，业绩承诺到期样本计提商誉减值的公司占比为31.4%，显著高于业绩承诺未到期样本的16.6%，说明业绩承诺到期更容易引发上市公司计提商誉减值。此外，签订业绩承诺公司在业绩承诺到期后的商誉减值金额(*Imprmt_q*)及商誉减值比例(*Imprmt_r*)显著高于业绩承诺期间，均值差异检验均在1%水平下显著，说明签订业绩补偿承诺的公司在业绩承诺到期后计提的商誉减值金额和比例显著提升，初步验证了本文的假设1。

表3汇报了本文主要变量的描述性统计结果。从中可以发现，我国上市公司商誉减值规模较大，样本中商誉

表3 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Imprmt_q</i>	7776	2.379	5.718	0	0	18.56
<i>Imprmt_r</i>	7776	0.035	0.133	0	0	0.952
<i>Promise</i>	7776	0.040	0.196	0	0	1
<i>Analyst</i>	7776	1.762	1.083	1.792	0	4.317
<i>Big4</i>	7776	0.038	0.192	0	0	1
<i>Size</i>	7776	22.480	1.316	22.260	18.370	25.780
<i>ROA</i>	7776	0.058	0.049	0.052	-0.152	0.216
<i>Leverage</i>	7776	0.458	0.209	0.455	0.058	0.936
<i>SOE</i>	7776	0.353	0.478	0	0	1
<i>Top1</i>	7776	0.341	0.147	0.318	0.096	0.724
<i>Loss</i>	7776	0.055	0.228	0	0	1
<i>BM</i>	7776	1.048	1.132	0.659	0.095	6.426

减值准备金额(*Imprmt_q*)的均值和标准差分别为2.379和5.718，商誉减值计提比例(*Imprmt_r*)的均值和标准差分别是0.035和0.133，各公司间商誉减值计提金额和计提比例分布差异明显。由于上市公司商誉规模庞大，选择性计提商誉减值既有损公司的信息披露质量和投资者的合法权益，也会影响资本市场的良好运行甚至可能形成系统性风险，所以研究和防范商誉减值风险十分必要。从业绩承诺到期的数据来看，业绩承诺有关规定从2008年起在我国上市公司并购重组实践中应用至今，已有超300家上市公司签订的业绩承诺协议到期。在本研究选取的2011—2018年间确认了商誉减值的样本中，业绩承诺已到期的样本占比逾4%，已陆续到期的业绩承诺公司为研究承诺到期后并购公司表现提供了很好的切入口。其他控制变量的均值与现有文献较为一致。

(二)相关性分析

表4为相关性分析表，其中左下方反映了各关键变量之间的Pearson相关系数，右上方则是各关键变量之间的Spearman相关系数。从中可以发现，在不考虑其他因素的影响时，企业商誉减值数量(*Imprmt_q*)、商誉减值计提比例(*Imprmt_r*)与业绩承诺到期虚拟变量(*Promise*)显著正相关，初步验证了本文的假设。同时，控制变量也皆与商誉减值水平显著相关，说明本文模型较为恰当地控制了其他影响公司商誉减值的因素。模型(1)的方差膨胀因子为1.61，由此推测本文中的多重共线性问题并不严重。

(三)实证结果

1.业绩承诺到期与企业商誉减值

表4 变量的 Pearson (Spearman) 相关系数

	<i>Imprmt_q</i>	<i>Imprmt_r</i>	<i>Promise</i>	<i>Analyst</i>	<i>Big4</i>	<i>Size</i>	<i>ROA</i>	<i>Leverage</i>	<i>SOE</i>	<i>Top1</i>	<i>Loss</i>	<i>BM</i>
<i>Imprmt_q</i>	1	0.995***	0.092***	-0.055***	0.026*	0.053***	-0.099***	0.057***	0.015*	-0.014*	0.120***	0.074***
<i>Imprmt_r</i>	0.660***	1	0.102***	-0.047***	0.035**	0.066***	-0.097***	0.060***	0.013*	-0.015	0.115***	0.079***
<i>Promise</i>	0.061***	0.105***	1	-0.003	-0.043***	0.0382***	-0.0124	-0.016	-0.067***	-0.070***	0.017	-0.003
<i>Analyst</i>	-0.074***	-0.050***	-0.001	1	0.195***	0.260***	0.387***	0.008	0.001	0.026*	-0.150***	-0.050***
<i>Big4</i>	-0.004*	0.036**	-0.043***	0.189***	1	0.362***	0.007	0.186***	0.223***	0.139***	-0.043***	0.249***
<i>Size</i>	0.009	0.076***	0.0176	0.270***	0.444***	1	-0.034**	0.594***	0.374***	0.176***	-0.093***	0.656***
<i>ROA</i>	-0.151***	-0.121***	-0.028*	0.358***	0.024*	-0.01	1	-0.279***	-0.089***	0.116***	-0.395***	-0.308***
<i>Leverage</i>	0.0396***	0.059***	-0.017	0.005	0.192***	0.588***	-0.283***	1	0.294***	0.072***	0.074***	0.679***
<i>SOE</i>	0.015*	0.013*	-0.067***	-0.008	0.223***	0.384***	-0.062***	0.294***	1	0.209***	0.009	0.394***
<i>Top1</i>	-0.014*	-0.015	-0.071***	0.021	0.153***	0.212***	0.118***	0.079***	0.218***	1	-0.070***	0.112***
<i>Loss</i>	0.173***	0.115***	0.017	-0.153***	-0.043***	-0.094***	-0.536***	0.082***	0.009	-0.067***	1	0.004
<i>BM</i>	0.031**	0.064***	-0.038***	0.003	0.282***	0.646***	-0.224***	0.632***	0.358***	0.142***	-0.003	1

注：(1) 表格左下方代表 Pearson 相关性系数，右上方代表 Spearman 相关性系数；(2) **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著，均为双尾检验。

表5汇报了模型(1)的估计结果。其中,第(1)、(2)列的被解释变量为商誉减值金额($Imprmt_q$)变量,从中可以看出业绩承诺到期($Promise$)的估计系数在1%水平下显著为正,表明在其他条件一致的情况下,收购方于业绩承诺到期后首年很可能计提了更多的商誉减值准备;第(3)、(4)列的被解释变量为商誉减值比例($Imprmt_r$),从中可以看出业绩承诺到期($Promise$)的估计系数为正且在1%水平下显著,表明在其他条件一致的情况下,在业绩承诺到期后首年,收购方商誉减值准备的比例明显攀升。

表5 业绩承诺到期与商誉减值金额、比例

	$Imprmt_q$		$Imprmt_r$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Promise$	2.097*** (4.624)	1.966*** (4.447)	0.035*** (3.107)	0.032*** (3.006)
$Size$		0.326*** (3.314)		0.002 (1.260)
ROA		-8.760*** (-4.679)		-0.217*** (-4.804)
$Leverage$		-0.289 (-0.573)		-0.005 (-0.473)
SOE		-0.077 (-0.417)		-0.001 (-0.339)
$Top1$		-0.184 (-0.329)		0.008 (0.770)
$Loss$		2.054*** (5.079)		0.076*** (6.248)
BM		0.140 (1.198)		0.00173 (0.718)
$Industry$	控制	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制	控制
截距项	1.413*** (2.792)	-5.379*** (-2.608)	0.026** (2.465)	-0.024 (-0.644)
样本量	7776	7776	7776	7776
调整 R^2	0.030	0.153	0.030	0.145

注: 已对 t 值进行了公司层面的 cluster 处理; **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 均为双尾检验。下表同。

表6 业绩承诺到期、分析师跟踪与商誉减值

	$Imprmt_q$		$Imprmt_r$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Promise$	3.769** (2.448)	3.599** (2.407)	0.069* (1.757)	0.068* (1.822)
$Analyst \times Promise$	-0.545*** (-3.622)	-0.483*** (-3.099)	-0.015*** (-4.550)	-0.007** (-2.101)
$Analyst$	-1.263 (-1.343)	-1.230 (-1.340)	-0.026 (-1.176)	-0.028 (-1.291)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制	控制
截距项	1.824*** (2.986)	-7.032*** (-3.079)	0.0375*** (2.991)	-0.031 (-0.745)
样本量	7776	7776	7776	7776
调整 R^2	0.035	0.157	0.038	0.148

以上结果验证了假设1,说明并购商誉并未在承诺期间及时、充分计提减值,并且商誉减值测试中存在较大的人为操控,导致业绩承诺到期后收购方的商誉减值金额和比例明显更高。

2. 业绩承诺到期、分析师跟踪与企业商誉减值的回归结果

表6报告模型(2)的估计结果。其中,第(1)、(2)列以商誉减值金额($Imprmt_q$)为被解释变量,从中可以看出业绩承诺到期与分析师跟踪的交乘项($Analyst \times Promise$)的估计系数为负且在1%水平下显著,说明分析师跟踪有效缓解了业绩承诺到期对商誉减值金额的助长作用。第(3)、(4)列以商誉减值比例($Imprmt_r$)为被解释变量, $Analyst \times Promise$ 的回归系数在5%水平下显著为负,而业绩承诺到期($Promise$)的估计系数依旧为正,表明在其他条件不变的情况下,在公司受到较多分析师关注的环境下,业绩承诺到期对企业商誉减值的助长作用减弱。以上结果验证了假设2的推断,说明紧密的分析师跟踪环境能够缓解企业在业绩承诺到期后首年计提高额商誉减值的现象,分析师跟踪起到了良好的外部治理效应。

3. 业绩承诺到期、“四大”审计与企业商誉减值的回归结果

表7报告了模型(3)的回归结果。其中,第(1)、(2)列的被解释变量为商誉减值金额($Imprmt_q$),从可以看出业绩承诺到期与高质量审计的交乘项($Big4 \times Promise$)的估计系数在1%水平下显著为负,说明高质量审计有效缓解了业绩承诺到期对商誉减值金额的助长作用。第(3)、(4)列的被解释变量为商誉减值比例($Imprmt_r$), $Big4 \times Promise$

表7 业绩承诺到期、四大审计与企业商誉减值

	$Imprmt_q$		$Imprmt_r$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Promise$	2.258*** (4.904)	2.106*** (4.694)	0.037*** (3.193)	0.034*** (3.086)
$Big4 \times Promise$	-6.061*** (-9.297)	-5.854*** (-8.113)	-0.078*** (-5.819)	-0.070*** (-5.124)
$Big4$	1.054*** (2.844)	0.638* (1.699)	0.002 (0.366)	0.001 (0.201)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制	控制
截距项	1.395*** (2.756)	-4.181* (-1.904)	0.026** (2.457)	-0.023 (-0.567)
样本量	7776	7776	7776	7776
调整 R^2	0.033	0.155	0.011	0.146

的估计系数在1%水平下显著为负，而业绩承诺到期(Promise)的估计系数依旧为正，表明在其他条件不变的情况下，当公司接受四大会计师事务所进行年报审计时，公司业绩承诺到期后计提大幅商誉减值的行为明显减少。以上结果验证了假设3，即高质量审计能够缓解企业业绩承诺到期后首年计提高额商誉减值的异象，说明高质量审计师发挥了良好的外部治理作用。

五、稳健性检验

本文采用四种方法进行稳健性检验。首先，替换样本进行检验，一方面仅选取签订业绩承诺样本，考察业绩承诺到期因素对商誉减值的影响，另一方面剔除业绩承诺未达成样本，以排除企业计提大额商誉减值是由于标的资产未达成承诺业绩这一原因；其次，采用倾向评分匹配和双重差分法(PSM-DID)以缓解原有模型设计可能存在的样本选择性偏差；再次，采用Heckman两阶段模型控制自选择问题的影响；最后，采用公司固定效应模型以控制潜在的遗漏变量偏误。在进行以上稳健性检验后，本文的研究结论并未发生改变。

(一)替换样本检验

1.仅保留签订业绩承诺样本的检验

首先，本文仅保留签订业绩承诺样本，考察业绩承诺到期对商誉减值的影响。采用签订业绩承诺2755个公司-年度样本，对主模型(1)进行回归，结果报告在表8第(1)列和第(2)列。实证结果显示，业绩补偿承诺到期(Promise)的估计系数在1%水平下显著为正，说明业绩补偿承诺到期会促使上市公司计提更大数量和更高比例的商誉减值。

其次，考虑到部分上市公司当年计提的商誉减值可

能由多起并购事件引起，为排除某笔并购业绩承诺到期后首年末计提商誉减值但其他并购计提商誉减值的干扰，本文通过逐项阅读上市公司披露的商誉减值准备公告信息，手工搜集了与当年到期的并购业绩承诺事项相对应的商誉减值数据。基于该对应后的商誉减值数据，重新定义商誉减值准备金额和商誉减值比例，分别记为 $Imprmt_q1$ 和 $Imprmt_r1$ 。采用 $Imprmt_q1$ 和 $Imprmt_r1$ 重新代入模型(1)中进行回归，结果报告在表8的第(3)列和第(4)列。实证结果显示，业绩补偿承诺到期(Promise)的估计系数在1%水平下显著为正，说明本文的实证结果并未受到多次并购事件计提商誉减值事项的影响。

2.剔除业绩承诺未达成样本的检验

此外，考虑到业绩承诺到期后商誉大额减值可能是标的资产未达到承诺业绩反映出标的资产价值低于预期的正常结果，而非盈余管理所致，因此本文剔除所有未达成业绩承诺的42个公司样本(包含336个公司-年度样本)，重新估计模型(1)，结果如表9所示。其中，业绩承诺到期(Promise)的估计系数仍在1%水平下显著为正，说明业绩承诺到期后首年企业计提的商誉减值准备金额和减值准备比例均显著提高。以上结果进一步验证了本文的研究假设，说明业绩承诺到期后的大额商誉减值并不是由于承诺业绩未反映出资产真实价值所致。

(二)倾向评分匹配和双重差分法(PSM-DID)

为缓解原有模型设计可能存在的样本选择性偏差和遗漏变量偏误，本文采用倾向评分匹配和双重差分结合的稳健性检验方法，以进一步增加业绩承诺到期后首年公司计提商誉减值异象的结论可靠性。首先，采用倾向评分匹配法为承诺到期样本企业匹配一组基本特征较为相似的企业，构建上市公司签订业绩承诺协议的Probit

表 8 稳健性检验：仅保留签订业绩承诺的样本

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Imprmt_q$	$Imprmt_r$	$Imprmt_q1$	$Imprmt_r1$
Promise	3.951*** (3.664)	0.060*** (4.299)	3.966*** (5.447)	0.062*** (3.886)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.166 (0.099)	-0.035*** (-3.900)	-0.184 (-0.329)	-0.217*** (-4.804)
样本量	2755	2755	2755	2755
调整 R^2	0.161	0.155	0.177	0.166

表 9 稳健性检验：剔除业绩承诺未达成样本

	$Imprmt_q$		$Imprmt_r$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Promise	2.116*** (4.629)	1.986*** (4.456)	0.036*** (3.105)	0.033*** (3.009)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
截距项	1.409*** (2.764)	-5.396*** (-2.612)	0.0255** (2.445)	-0.0244 (-0.649)
样本量	7440	7440	7440	7440
调整 R^2	0.03	0.153	0.03	0.145

模型,如模型(4)所示。其中,被解释变量为当年签订业绩承诺与否(*Promise*₁),解释变量包括当年发生重大资产重组与否(*Merger*)、经营活动产生的现金流与负债之比(*CFO*)、盈利情况(*ROA*)、大股东持股比例(*Top1*)、资产总额(*Size*)、固定资产比例(*PPE*)、周转水平(*Turnover*)、负债水平(*Leverage*)以及行业(*Industry*)和年度(*Year*)哑变量。然后,根据Probit模型计算出各样本企业签订业绩承诺协议的倾向得分,在此基础上为签订过业绩承诺的公司(实验组)匹配一个得分最为接近的公司(控制组)。最终匹配成功的公司有1928个,再将原样本中匹配成功的样本和配对样本纵向合并,共获得3856个样本。

$$Promise_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Merger_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 Top1_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 Turnover_{i,t} + \beta_8 Leverage_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

采用倾向得分匹配法后,对匹配样本进行平衡性检验,结果如表10所示。匹配后所有协变量的标准化偏差小于10%,而且所有t检验的结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设。这表明经过倾向得分匹配后,签订业绩承诺与未签订业绩承诺企业的特征差异得到较大程度的缓解。

其次,基于上述3856个配对后的样本,构建双重差分模型进行回归检验:

$$Impairment_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \alpha_2 Treat_{i,t} + \alpha_3 Post_{i,t} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 ROA_{i,t} + \alpha_6 Leverage_{i,t} + \alpha_7 SOE_{i,t} + \alpha_8 Top1_{i,t} + \alpha_9 Loss_{i,t} + \alpha_{10} BM_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 10 稳健性检验: PSM 平衡性检验

	U 匹配前	均值		t 值	p 值
	M 匹配后	实验组	控制组		
ROA	U	0.053	0.058	-3.61	0.000
	M	0.056	0.054	1.02	0.308
TOP1	U	0.312	0.353	-11.23	0.000
	M	0.325	0.324	0.35	0.726
SIZE	U	22.312	22.591	-8.39	0.000
	M	22.369	22.350	0.49	0.625
PPE	U	0.169	0.220	-13.37	0.000
	M	0.185	0.186	-0.19	0.851
CFO	U	0.126	0.149	-2.89	0.004
	M	0.135	0.130	0.54	0.590
Turnover	U	0.540	0.626	-7.41	0.000
	M	0.572	0.565	0.63	0.47
Leverage	U	0.426	0.475	9.44	0.000
	M	0.434	0.433	0.17	0.867

其中,变量*Treat*度量了收购方是否签订过业绩承诺,即属于实验组取值为1,控制组则取值为0;变量*Post*主要判断企业业绩承诺到期与否,企业承诺到期后的年度取值为1,否则取值为0。*Treat*×*Post*的交乘项系数 α_1 度量了相对于未签订业绩承诺的公司,签订业绩承诺的公司在业绩承诺到期后相对于到期前的商誉减值金额和减值准备比例的增量情况,因此预期*Treat*×*Post*的交乘项系数 α_1 的估计系数为正。

模型(5)的回归结果如表11所示,变量*Post*×*Treat*的估计系数显著为正,说明在控制了其他因素不变的情况下,收购方在承诺到期后首年商誉减值的计提金额和比例显著增加,进一步支持假设1。

(三) Heckman 两阶段回归

由于本文选取我国A股中商誉净额不为零的上市公司作为研究样本,为避免研究承诺到期与企业商誉减值二者关系受到样本自选择问题的干扰,本研究还使用Heckman两阶段模型进一步开展检验。Heckman模型的第一阶段要求加入一个工具变量,本文选取除本公司以外的企业所处行业当年度上市公司业绩承诺到期的平均

表 11 稳健性检验: PSM-DID 法

	<i>Imprmt_q</i>		<i>Imprmt_r</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	2.092** (2.379)	2.495*** (2.836)	0.046* (1.844)	0.047* (1.908)
<i>Treat</i>	1.685 (1.561)	1.434 (1.344)	0.003 (0.180)	0.013 (0.651)
<i>Post</i>	3.598*** (3.632)	3.433*** (3.514)	0.111*** (4.791)	0.108*** (4.764)
<i>Size</i>		0.450*** (3.554)		0.008*** (3.048)
<i>ROA</i>		-10.530*** (-4.049)		-0.302*** (-5.000)
<i>Leverage</i>		-0.890 (-1.420)		-0.026* (-1.786)
<i>SOE</i>		-0.045 (-0.193)		0.001 (0.028)
<i>Top1</i>		-0.873 (-1.246)		0.011 (0.716)
<i>Loss</i>		2.742*** (5.524)		0.092*** (8.032)
<i>BM</i>		0.049 (0.075)		-0.025* (-1.681)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
截距项	3.462* (1.887)	1.455 (0.180)	0.048 (1.146)	0.221 (1.221)
样本量	3856	3856	3856	3856
调整 R^2	0.088	0.141	0.089	0.166

比例(*IV*)作为工具变量。选取这一工具变量的理由在于,企业并购决策往往与其行业特征相关,所在行业签订业绩承诺的比例越高,该企业很可能更倾向签订业绩承诺以达成并购交易,而其他企业的业绩承诺并不会直接影响本企业的商誉减值事项,因此该工具变量符合相关性和外生性的要求。本文构建的Heckman第一阶段模型如模型(6)所示。通过第一阶段回归计算得出逆米尔斯比率(*IMR*),并将其作为一个控制变量加入第二阶段回归中进行检验。

$$Promise_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 Top1_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 SOE_{i,t} + \beta_7 Turnover_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 IV_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Heckman两阶段回归结果如表12所示。从第一阶段的回归结果中可以看出,工具变量(*IV*)的估计系数显著为正,说明工具变量具有良好的解释力度;从第二阶段的回归结果中可知,逆米尔斯比率(*IMR*)的系数显著为负,表明本文研究中可能存在一定的自选择问题。但是在控制了逆米尔斯比率(*IMR*)之后,业绩承诺到期(*Promise*)变量的估计系数依旧显著为正,说明在控制了样本的自选择问题后,本文的研究结论依然成立。

(四)固定效应模型

表 12 稳健性检验: Heckman 两阶段回归

Panel A: 第一阶段		Panel B: 第二阶段			
<i>Promise</i>			<i>Imprmt_q</i>		<i>Imprmt_r</i>
<i>IV</i>	4.541*** (15.12)	<i>Promise</i>	0.821*** (110.9)	0.379*** (31.01)	0.817*** (110.0)
<i>SOE</i>	-0.328*** (-8.21)	<i>Size</i>		0.005 (0.687)	0.014* (1.796)
<i>ROA</i>	0.345 -0.83	<i>ROA</i>		0.052*** (9.161)	0.052*** (9.173)
<i>CFO</i>	-0.000* (-1.67)	<i>Leverage</i>		0.01 (1.442)	0.007 (1.042)
<i>PPE</i>	-0.000*** (-5.45)	<i>SOE</i>		0.024*** (3.548)	0.022*** (3.194)
<i>Leverage</i>	0.3299*** -3.050	<i>Top1</i>		0.019*** (3.684)	0.017*** (3.415)
<i>Size</i>	-0.028 (-1.31)	<i>Loss</i>		0.402*** (35.45)	0.394*** (34.87)
<i>Turnover</i>	-0.048 (-1.02)	<i>BM</i>		0.072*** (8.084)	0.073*** (8.202)
<i>Top1</i>	0.569*** -4.54	<i>Industry</i>	控制	控制	控制
		<i>Year</i>	控制	控制	控制
截距项	-2.622*** (-5.42)	<i>IMR</i>	-166.4*** (-19.85)	-22.35* (-1.840)	-170.0*** (-20.19)
<i>Industry</i>	控制	截距项	603.7*** (22.13)	-47.44 (-0.668)	614.5*** (22.44)
<i>Year</i>	控制				-96.06 (-1.356)
样本量	7776	样本量	7776	7776	7776
准 R^2	0.265	调整 R^2	0.065	0.192	0.063

表 13 稳健性检验: 固定效应模型

	<i>Imprmt_q</i>		<i>Imprmt_r</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Promise</i>	3.315*** (9.399)	2.396*** (6.661)	0.0497*** (5.910)	0.0391*** (4.559)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
截距项	2.247*** (35.59)	-20.62*** (-4.905)	0.0332*** (22.08)	-0.0734 (-0.731)
样本量	7776	7776	7776	7776
调整 R^2	0.044	0.144	0.046	0.135
公司家数	1772	1772	1772	1772

鉴于本文模型中可能遗漏一些不随时间改变的影响因素,因此本文变更主假设中的OLS截面回归模型为面板回归模型,通过利用固定效应模型再次检验以缓解遗漏变量问题。回归结果如表13所示,业绩承诺到期(*Promise*)的估计系数依旧在1%水平下显著为正,说明采用固定效应模型控制了其他潜在的影响因素后,本文的结论依然成立,即遗漏变量的内生性问题不会对本文构成严重干扰。

六、结论与建议

本文基于2011—2018年我国A股上市公司重大资产重组的数据,研究并购业绩补偿承诺对企业商誉减值的影响。研究发现,相比不存在业绩承诺的收购方、存在业绩承诺但未到期的收购方,处于业绩承诺期满后首年的收购方计提了更高金额和比例的商誉减值准备;分析师跟踪与高质量审计均缓解了业绩承诺到期对商誉减值准备的助长作用,说明良好的外部监督机制能弱化企业在履行业绩承诺期间的机会主义行为。在剔除业绩承诺未到期样本、采用PSM+DID模型、Heckman两阶段模型和公司固定效应模型进行稳健性测试后,本文主要实证结果依然成立。

本文的发现表明,在业绩承诺压力下,上市公司在承诺期内推迟计提商誉减值的行为可能是承诺期满后商誉巨额减值的一大成因;商誉减值异象或可通过降低上市公司与中小投资者之间的信息不对称、提高上市公司操纵商誉减值难度、降低业绩承诺中可操纵性指标的重要性等途径进行缓解。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,优化业绩补偿承诺设计。目前,企业并购业

绩承诺主要以净利润为标尺,其中包含大量可操纵性项目。不论是达成承诺业绩的上市公司商誉减值异常,还是业绩承诺到期后的业绩爆雷,均能显示上市公司为达成业绩承诺进行了报表操纵的迹象。因此,本文建议在业绩承诺的指标设计中减少可操纵性项目,或建立多个维度的考核指标,避免业绩承诺流于形式。

第二,改进商誉后续计量的准则规定。商誉估值的困难使其减值确认与计量的可操纵性极强,这也使得上市公司利用商誉减值调节盈余成为可能。事实上,学术界与实务界针对商誉的后续计量问题都进行了大量探讨。例如,2019年会计准则委员会发布“委员反馈意见”⁵,有意对“商誉摊销”进行尝试。本文建议在高商誉减值风险和高商誉估值不确定性的行业及公司的某些交易类型上试点“摊销法”,以实践检验适合我国的商誉后续计量制度。

第三,坚持建设多层次资本市场,扩大资本投资选择。本文认为商誉估值虚高、商誉泡沫和商誉减值风险

的一大成因是被并购资产的价值难以确定,并且优质资产较为稀缺。相对于国外成熟的资本市场,我国资本市场的上市门槛较高,本文认为创业板、新三板、科创板等新兴交易市场的逐步建立健全以及注册制的逐步推行,对于缓解信息不对称、提高交易资产的可靠性具有重要作用。

本文尚存的不足之处是,由于数据期限的限制,难以刻画业绩承诺到期后多年的盈余或商誉减值分布情况。未来研究可以利用文本分析方法提取业绩承诺与商誉相匹配的数据进行测试,同时在未来数据丰富之后,延长样本期间和样本量,进而检验业绩承诺到期后多年企业盈余管理与商誉减值的分布情况,以期获得更有价值的研究结论。 ■

[基金项目:国家社会科学基金项目“基于代理理论的信息不对称与政府补助效率研究”(项目编号:18BJY017)、北京市社会科学基金项目“股权质押视角下北京市系统性金融风险的防范与化解机制研究”(项目编号:19YJC040)、中央高校基本科研业务费专项资金资助“高管海外背景特征的经济后果研究”(项目编号:2018QD012)、北京高校中国特色社会主义理论协同创新中心(北京外国语大学)阶段性成果]

注释

1. 根据中国证监会2008年出台的《上市公司重大资产重组管理办法》第三十三条,采用未来收益预期的方法进行估值并作为定价参考依据的重大资产重组活动,出售方应当与上市公司就资产交易完成后三年期间实际盈利数不足利润预测数的情况签订业绩补偿协议。上市公司向控股股东之外的特定对象购买资产且未导致控制权发生变更的,不强制签订业绩补偿承诺,上市公司与交易对方可以根据市场化原则自主协商是否采取业绩补偿承诺。
2. 《中国注册会计师审计准则第1321号——会计估计的审计》总则第四条:“按照中国注册会计师审计准则的规定,获取充分、适当的审计证据,评价被审计单位作出的会计估计是否合理、披露是否充分,是注册会计师的责任。”
3. 本文业绩承诺到期数据来源于上市公司在重大资产重组活动

中与出售方签订的业绩承诺协议公告,承诺期到期当年是指承诺逾期的第一年,例如出售方与上市公司就2008至2010年三年间的资产利润达成承诺,那么2011年即为上市公司的业绩承诺到期当年。同时由于借壳上市的特殊性,本文的业绩承诺到期数据剔除了借壳上市类重大资产重组事项。

4. 国际四大会计师事务所是指普华永道、毕马威、德勤和安永四家会计师事务所。

5. 2019年1月4日,财政部下属的会计准则委员会发布《关于咨询委员对会计准则咨询论坛部分议题文件的反馈意见》,指出委员会对商誉的后续会计处理进行了讨论,大部分咨询委员同意随着企业合并利益的消耗将外购商誉的账面价值减记至零这一商誉的后续会计处理方法。

参考文献:

- [1] Abughazaleh N M, Al-Hares O M, Roberts C. Accounting discretion in goodwill impairments: UK evidence[J]. Journal of International Financial Management & Accounting, 2011, 22(3): 165-204.
- [2] Becker C L, Defond M L, Jambalvo J J, Subramanyam K R. The effect of audit quality on earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 1998,15(1): 1-24.
- [3] Cadman B, Carrizosa R, Faurel L. Economic determinants and information environment effects of earnouts: new insights from SFAS 141[J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(1): 37-74.
- [4] Chen H, Chen J Z, Lobo G J. Effects of audit quality on earnings management and cost of equity capital: evidence from China[J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28(3): 892-925.
- [5] Chen T, Harford J, Lin C. Do analysts matter for governance? evidence from natural experiments[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2): 383-410.
- [6] Ayres D R, Neal T L, Reid L C, Shipman J E. Auditing goodwill in the post-amortization era: challenges for auditors[J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36(1): 82-107.
- [7] Frankel R, Kothari S P, Weber J. Determinants of the informativeness of analyst research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 41(1-2): 29-54.
- [8] Glaum M, Landsman W R, Wyrwa S. Goodwill impairment: the effects of public enforcement and monitoring by institutional investors[J]. Accounting Review, 2018, 93(1): 149-180.

(下转第77页)

时规则性规范“价格敏感测试”的适用存在较大阻碍。最高人民法院因而在裁判时援引“投资者决策测试”，论证了大智慧公司虚假陈述行为的负面影响，有效解决“价格敏感测试”失灵时“重大性”的认定问题。

此外，适用“投资者决策测试”需要结合具体案件事实进行说理，能最大范围地规制信息披露违法行为。以表2量化标准表中的应披露交易为例，如果一项交易产生的利润显著超出发行人最近一个会计年度经审计净利润的10%，能够对投资者决策产生重大影响，那么即便该笔交易利润绝对值未达到100万元，信息披露义务人仍应当综合考虑该笔交易是否会影响投资者决策，来判断是否满足“重大性”标准。由于发行人规模不同，对于同一敏感比例，大型公司和小型公司所反映的绝对值势必有所区别。随着多层次资本市场建设的深化，未来会有越来越多的小型公司通过证券市场融资，“投资者决

策测试”的作用将愈发凸显。

(三)“新二元理论”的判断思路

基于上述讨论，“新二元理论”在事后判断信息是否满足“重大性”标准时遵循以下思路：首先，“价格敏感测试”作为“重大性”判断标准具有优先性，易言之，如果信息通过了“价格敏感测试”，那么其即具备“重大性”。由于“事件研究法”相较于其他判断工具更为严苛，如果当事人基于该方法能够发现相关信息引起证券价格的超额变化，那么上述发现对于证明相关信息满足“重大性”标准具备很强的证明力。其次，如果信息未能通过“价格敏感测试”，那么成立一个可反驳的推定(rebuttable presumption)，即该信息不符合“重大性”标准。第三，对于未通过“价格敏感测试”的信息，主张其具备“重大性”的一方当事人负有举证责任，证明“价格敏感测试”无效，如市场无效率、存在

(上接第54页)

[9] Gu F, Lev B. Overpriced shares, ill-advised acquisitions, and goodwill impairment[J]. Accounting Review, 2011, 86(6): 1995-2022.

[10] Hou Q, Jin Q, Yang R, Yun H, Zhang G. Performance commitments of controlling shareholders and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 32(3): 1099-1127.

[11] Hu M, Yang J. Can analyst coverage reduce the incidence of fraud? evidence from China[J]. Applied Economics Letters, 2014, 9(1): 605-608.

[12] 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.

[13] Irani M, Oesch D. Analyst coverage and real earnings management: quasi-experimental evidence[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2016, 51(2): 1-39.

[14] Hayn C, Hughes P J. Leading indicators of goodwill impairment[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2006, 21(3): 223-265.

[15] Lin J W, Hwang M I. Audit quality, corporate governance, and earnings management: a meta-analysis[J]. International Journal of Auditing, 2010, 14(1): 57-77.

[16] Li Z, Shroff P K, Venkataraman R, Zhang I X. Causes and consequences of goodwill impairment losses[J]. Review of Accounting Studies, 2011, 16(4): 745-778.

[17] Olante M E. Overpaid acquisitions and goodwill impairment losses—evidence from the U.S.[J]. Advances in Accounting, 2013, 29(2): 243-254.

[18] 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.

[19] Yu F. Analyst coverage and earnings management[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 51(2): 589-627.

[20] 关静怡, 刘斌平. 业绩承诺增长率、并购溢价与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2019, (2): 35-44.

[21] 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. 管理世界, 2014, (5): 121-130.

[22] 李秉祥, 简冠群, 李浩. 业绩补偿承诺、定增并购双价格偏离与整合效应[J]. 管理评论, 2019, (4): 19-33.

[23] 林永坚, 王志强. 国际“四大”的审计质量更高吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财经研究, 2013, (6): 73-83.

[24] 刘浩, 杨尔稼, 麻樟城. 业绩承诺与上市公司盈余管理——以股权分置改革中的管制为例[J]. 财经研究, 2011, (10): 58-69.

[25] 刘向强, 孙健, 袁蓉丽. 并购业绩补偿承诺与审计收费[J]. 会计研究, 2018, (12): 70-76.

[26] 吕长江, 韩慧博. 业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J]. 审计与经济研究, 2014, (6): 3-13.

[27] 潘爱玲, 邱金龙, 杨洋. 业绩补偿承诺对标的企业的激励效应研究——来自中小板和创业板上市公司的实证检验[J]. 会计研究, 2017, (3): 46-52+95.

[28] 王文姣, 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, (9): 76-87.

[29] 肖斌卿, 彭毅, 方立兵, 胡辰. 上市公司调研对投资决策有用吗——基于分析师调研报告的实证研究[J]. 南开管理评论, 2017, (1): 119-131.

[30] 谢纪刚, 张秋生. 上市公司控股合并中业绩承诺补偿的会计处理——基于五家公司的案例分析[J]. 会计研究, 2016, (6): 15-20+94.

[31] 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, (6): 156-173.

[32] 杨志强, 曹鑫雨. 业绩补偿承诺提高混合所有制改革的协同效应吗?——基于国有上市公司重大并购重组的经验证据[J]. 华东经济管理, 2017, (11): 166-176.

[33] 郑春美, 李晓. 并购商誉与审计服务定价[J]. 审计研究, 2018, (6): 113-120.