

商誉减值与分析师盈余预测

——基于盈余管理的视角

曲晓辉¹, 卢煜², 汪健³

(1.厦门大学 管理学院,福建 厦门 361005;2.厦门大学 财务管理与会计研究院,
福建 厦门 361005;3.安徽财经大学 商学院,安徽 蚌埠 233041)

[摘要]以2007至2013年的沪深两市A股上市公司为样本,研究了上市公司计提商誉减值损失行为对分析师盈余预测的影响。研究发现,上市公司计提商誉减值损失的行为降低了分析师盈余预测的准确度,提高了分析师盈余预测的分歧度。进一步的研究显示,商誉减值对分析师盈余预测的不利影响仅存在于出现负向盈余管理行为的公司中,即其源自基于盈余管理动机的商誉减值行为。此外,高质量的外部审计可以显著降低商誉减值对分析师盈余预测的不利影响。

[关键词]商誉减值;分析师盈余预测;盈余管理;审计质量

[中图分类号]F276

[文献标识码]A

[文章编号]1007-9556(2016)04-0101-13

Goodwill Impairments and Analysts' Earnings Forecasts

--- From the Perspective of Earnings Management

QU Xiao-hui¹, LU Yu², WANG Jian³

(1.School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005;

2. Institute for Financial and Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen 361005;

3. School of Business, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China)

Abstract: Based on the data of listed A-share Chinese companies from 2007 to 2013, this paper examines the association between goodwill impairments and analysts' earnings forecasts. The empirical results indicate that the likelihood and magnitude of goodwill impairments are negatively associated with forecast accuracy and positively associated with forecast dispersion. Furthermore, our research reveals that the effect is concentrated in firms with negative earnings management behaviours, i.e. the firms with opportunistic motivation of managers' goodwill impairment decisions. Moreover, the study shows that high-quality audit reduces the adverse effect of goodwill impairments on analysts' earnings forecast.

Key Words: goodwill impairments; analysts' earnings forecasts; earnings management; audit quality

一、引言

2006年2月15日,我国财政部颁布了包括1

项基本准则和38项具体准则在内的一整套新的企业会计准则体系,并要求上市公司自2007年1月1

[收稿日期]2016-03-05

[基金项目]国家社会科学基金重点项目(13AJY005);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(14JJD790008);安徽省高校人文社科研究重点项目(SK2015A576);安徽财经大学2016年度校级科研重点项目(ACKY1607ZDB)

[作者简介]曲晓辉(1954-),女,吉林长春人,厦门大学管理学院会计系教授,博士生导师,主要研究方向是国际会计;卢煜(1988-),女,安徽黄山人,厦门大学财务管理与会计研究院博士研究生,主要研究方向是资本市场会计;汪健(1972-),男,安徽蚌埠人,安徽财经大学商学院教师,管理学博士,主要研究方向是资本市场会计。

日起执行。其中《企业会计准则第8号——资产减值》和《企业会计准则第20号——企业合并》对于商誉的处理从采用直线法按不超过10年的期限进行摊销,变为至少在每年年度终了进行减值测试,从而与国际财务报告准则IFRS3、IAS36以及美国财务会计准则SFAS141、SFAS142保持了一致。商誉准则后续计量方法的变化,是为了真实反映商誉的公允价值,以提高会计信息的决策有用性。然而,商誉减值测试机制的引入,很大程度上却变成准则制定者为取消权益结合法向实务界妥协的结果。商誉的后续确认,体现了利益集团之间的博弈(杜兴强等,2011)^[1]。商誉减值测试能否真如国际会计准则理事会(International Accounting Standards Board)和美国财务会计准则委员会(Financial Accounting Standards Board)所说的反映经济实质以提升会计信息质量,是值得商榷的。

非同一控制下企业的并购会产生商誉。随着我国经济的整体转型,行业从分散式向集约式发展,引发了新一轮的企业并购浪潮,出现了大量的并购案例。在此背景下,商誉后续计量问题的重要性凸显。在旧准则下,以前期间计提的长期资产减值损失可以转回并计入当期盈余,减值前亏损的公司存在以转回和计提资产减值进行盈余管理的行为(赵春光,2006)^[2]。虽然新准则规定资产减值一经确认不得在以后期间转回,在一定程度上缩小了企业利用减值准备进行盈余管理的空间,但不能认为准则就完全限制了企业操纵商誉减值的可能性。根据现行准则,如果企业在未处置子公司之前择机计提商誉减值准备,而在以后年度再处置子公司,转销的商誉减值准备便直接计入投资收益,成为利润的一部分。商誉不同于其他资产,不存在公开交易的市场,其估值的透明度更低,灵活性更大,盈余管理的机会也更多。冯卫东和郑海英(2013)^[3]研究发现,在发生并购交易的当年,个别上市公司在经营环境和财务状况并未发生重大变动、也不存在减值迹象的情况下,对商誉计提了部分甚至全部减值,人为调节了企业业绩,导致会计信息失真。因此,在新准则下,管理层依然有可能利用商誉减值进行盈余管理,其主要手段是利用商誉减值损失平滑盈余、“洗大澡”(黄世忠,2002)^[4],或者延期、择机确认商誉减值损失(Henning et al., 2004)^[5],进而误导分析师预测和投资者决策,造成资本市场资源配置错位。

分析师作为资本市场中主要的财务信息使用者与传递者,通过收集上市公司信息,利用其自身较高的专业知识水平,对公司及其所在行业进行深入分析,最终以研究报告的形式对公司盈余做出预测,并

给出投资评级。因此,分析师的研究报告能够集中反映资本市场对上市公司未来业绩和股价走势的看法。由于分析师具有优于一般投资者的信息收集途径、专业分析能力和团队优势,他们的盈余预测活动将有助于提高市场的定价效率,减少被分析公司的信息不对称,降低公司资本成本,提高市场整体的有效性。无论是在西方成熟的资本市场,还是我国这样的新兴资本市场,分析师都已成为资本市场不可或缺的重要部分(Holland and Johanson, 2003; Covring and Low, 2005)^[6,7]。上市公司公开发布的会计信息是分析师进行盈余预测的重要信息来源(Schipper, 1991; Knutson, 1992)^[8,9],而商誉减值作为企业重要的财务信息,必然会受到分析师的关注。因此,从分析师预测的角度研究商誉减值的经济后果,对于正确评价现有的商誉减值准则,进一步完善商誉减值的后续计量和披露,提高资本市场的效率,具有积极的意义。

本文以2007-2013年沪深两市A股上市公司为样本,采用倾向得分配对(Propensity Score Matching)的方法进行配对,研究商誉减值对分析师盈余预测的影响。研究发现,上市公司是否发生商誉减值以及减值的规模均与分析师盈余预测显著相关。具体来说,商誉减值降低了分析师盈余预测的准确性,提高了分析师盈余预测的分歧度,并且减值规模越大,不利影响就越显著。进一步的检验显示,商誉减值对分析师盈余预测的不利影响仅存在于出现负向盈余管理行为(即操纵性应计为负)的公司中,说明只有存在盈余管理动机的商誉减值,才会影响分析师盈余预测。此外,本文还发现,外部审计可以缓解商誉减值对分析师盈余预测的不利影响。

目前,国内对于商誉减值的研究大多是规范性研究,仅停留在理论探讨层面。本文的主要贡献在于:(1)基于我国的资本市场,首次采用实证的方法研究了商誉减值与分析师盈余预测的关系,从分析师预测的角度丰富了商誉减值经济后果的相关文献;(2)发现了商誉减值的盈余管理行为,说明现行会计准则为上市公司利用商誉减值准备进行盈余管理提供了空间,该结论为我国现行商誉会计准则的评价及未来修订提供了科学依据;(3)发现高质量审计可以有效缓解商誉减值对分析师盈余预测的不利影响,为高质量审计能够提高资本市场效率提供了进一步的经验证据。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

商誉减值机制引入的初衷是真实反映商誉的公允价值,为市场上的投资者提供及时有效的信息。

Jarva(2009)^[10]、AbuGhazaleh等(2011)^[11]认为,商誉减值是管理层对于未来现金流私有信息的传达。Godfrey和Koh(2009)^[12]发现,商誉减值损失金额与公司投资机会负相关。Chalmers等(2011)^[13]将商誉减值机制与商誉摊销机制进行了比较,发现商誉减值与投资机会的相关性更显著。徐玉德和洪金明(2011)^[14]发现,计提商誉减值损失的公司,其未来收益能力下降,而且倾向于选择高质量的审计师。吴虹雁和刘强(2014)^[15]发现,基于新准则的商誉减值较基于旧准则的商誉摊销具有显著的增量价值相关性。可见,这些学者都认为,商誉减值信息是基于未来经营业绩的合理预期,具有价值相关性。

然而,由于商誉估值中涉及的主观职业判断较多,其所依赖的私有信息难以被外部获取,管理层在计提商誉减值的比例、时机方面拥有一定的操纵空间。有研究表明,商誉减值机制的引入给了管理层更多的自由裁量权,可能会导致其利用商誉减值进行盈余管理,具体表现为盈余平滑或“洗大澡”(Massoud and Raiborn, 2003; Watts, 2003)^[16, 17]。Henning等(2004)^[5]发现,美国公司存在推迟确认商誉减值损失的行为,而英国公司存在择机确认商誉减值损失的行为。Masters-Stout等(2008)^[18]发现,CEO在任职初期更多地确认商誉减值损失,试图将减值损失归咎于上一任CEO错误的并购决策,以缓解未来期间计提减值损失的压力,达到粉饰业绩的目的。Alves(2013)^[19]发现,商誉的处理方法由摊销转为减值测试之后,减值测试的金额与盈余管理程度显著正相关。国内学者黄世忠(2002)^[4]研究发现,一些美国大型上市公司利用会计准则的变化,通过计提巨额的商誉减值准备对资产负债表进行彻底清洗,以释放“资产泡沫”或“隐性负债”带来的风险。丁友刚(2004)^[20]认为,商誉减值测试与盈余管理相互制约。陆正华等(2010)^[21]发现,其他资产减值准备计提率、合并商誉规模以及资产负债率、净资产收益率等因素对商誉减值测试具有显著影响,由此得出商誉减值是一种盈余管理行为的结论。但是,本文认为,仅从影响因素的角度不能得出商誉减值是盈余管理行为的结论。董晓洁(2014)^[22]的研究表明,商誉减值与企业盈余管理水平正相关,并且高质量审计可以降低商誉减值与盈余管理的相关性。可见,更多的研究显示商誉减值是一种盈余管理行为。然而,现有文献主要通过商誉减值的影响因素分析解释盈余管理行为,尚未有学者从经济后果的角度就商誉减值对盈余管理行为的影响进行研究。

鉴于商誉减值是非常重要的财务信息,本文关注的核心问题是分析师作为资本市场中主要的信息

使用者与传递者,其预测是否会受到商誉减值的影响及其原因。国外的研究表明,分析师盈余预测会受到公司规模、信息披露质量、盈余特征、行业因素及分析师自身因素的影响(Lehavy et al., 2011; Lang and Lundholm, 1996; De Franco et al., 2011)^[23-25]。在国内研究方面,方军雄(2007)^[26]、李丹蒙(2007)^[27]均发现,上市公司的信息披露透明度越高,分析师预测的准确性越高。郑亚丽和蔡祥(2008)^[28]研究发现,盈余特征会对盈利预测产生影响,当公司存在巨亏或者微利的盈余管理动机时,分析师预测的难度增加,预测准确度下降。白晓宇(2009)^[29]的研究结果表明,上市公司的信息披露政策越透明,跟随其进行预测的分析师数量就越多,预测的分歧度也越小,准确度越高。李丹和贾宁(2009)^[30]发现,公司盈余质量越高,分析师盈余预测越准确,分歧度越小,完善的制度环境能够在一定程度上削弱盈余信息质量对分析师预测表现的影响。马晨等(2012)^[31]研究了财务重述对分析师预测行为的影响,发现财务重述降低了分析师的跟踪数量,增加了分析师的预测误差。张文等(2015)^[32]研究了上市公司信息质量对卖方分析师预测精度的影响,发现上市公司的信息质量越低,分析师的预测精度也越低。

(二) 研究假设

目前,学术界关于分析师盈余预测的研究涵盖了分析师跟踪数、预测准确度、预测分歧度、预测的系统性乐观或者悲观偏误、预测误差的分布及预测误差的决定因素等多个方面,说明这一领域非常重要。本文主要研究商誉减值对分析师盈余预测的准确度和分歧度的影响。准确度取决于分析师盈余预测均值与实际盈余之间的差异,而分歧度取决于不同分析师之间预测的差异。已有研究表明,商誉减值中存在盈余管理行为(Massoud and Raiborn, 2003; Watts, 2003)^[16, 17],盈余管理行为会降低会计信息质量,会计信息质量会对分析师盈余预测产生显著影响(李丹蒙, 2007; 白晓宇, 2009; 张文等, 2015)^[27, 29, 32]。因此,商誉减值应该会影响分析师盈余预测,具体表现为分析师盈余预测的准确度下降、分歧度提高。本文就商誉减值对分析师盈余预测的影响,即商誉减值对分析师盈余预测在准确度和分歧度两个方面造成的影响,提出如下假设:

假设1:商誉减值会降低分析师盈余预测的准确度,提高其分歧度。

仅仅检验商誉减值与分析师预测之间的关系是不够的,更重要的是找出商誉减值影响分析师预测的传导机制,盈余管理是合理的预期。国内外的研究表明,盈余管理普遍存在于资本市场中,人为操纵的

利润必然会改变其本身的时间序列特征,给分析师预测带来困难(石柱峰等,2007)^[33]。由于商誉减值的可操纵性较强,管理层可以在对自身有利的情况下计提商誉减值损失(陆正华等,2010)^[21]。进行负向盈余管理的公司通过多计本期的损失,达到释放风险、粉饰未来期间业绩的目的。此时的商誉减值作为一种比其他减值损失更容易操纵的应计,更多地体现为一种择机的盈余管理行为。为了检验商誉减值对分析师盈余预测的影响是否是由于盈余管理行为所导致,我们将负向盈余管理公司中发生的商誉减值定义为盈余管理动机较强的商誉减值,并检验这部分商誉减值对分析师盈余预测的影响。基于此,本文提出如下假设:

假设2:在存在负向盈余管理行为的公司中,商誉减值对分析师盈余预测的影响显著增强。

独立外部审计作为公司治理的外部监督机制,其目的在于制约公司管理层编制财务报告时的机会主义行为。已有研究表明,高质量的外部审计可以保证会计信息的真实、可靠,降低管理层报告的误差和偏见(Willenborg,1999;Bushman and Smith,2001)^[34-35]。Becker等(1998)^[36]研究发现,非“六大”客户报告的收益中可操控性应计项目明显高于“六大”客户报告的水平。蔡春等(2005)^[37]检验了外部审计质量对盈余管理程度的影响,发现非前“十大”会计师事务所审计的公司的可操纵性应计利润显著高于前“十大”事务所审计的公司。李仙和聂丽洁(2006)^[38]认为,高质量的专业审计能够有效抑制IPO中的盈余管理动机,降低盈余管理程度。由于外部审计对盈余管理具有抑制作用,可以合理预期,外部审计质量能够抑制公司利用商誉减值进行盈余管理,从而提高会计信息质量,减少商誉减值对分析师盈余预测的不利影响。同时,引入外部审计变量还可以在某种程度上验证商誉减值对分析师盈余预测的影响是否是由于盈余管理所导致。基于此,本文提出如下假设:

假设3:外部审计质量较高的公司,商誉减值对分析师盈余预测的影响显著减弱。

三、研究设计与样本选择

(一) 变量设计

本文借鉴Duru和Reed(2002)^[39]的研究方法,对分析师预测准确度(ACCURACY)和分析师预测分歧度(DISPERSION)分别采用公式(1)、(2)进行衡量。

1. 分析师盈余预测准确度。

$$ACCURACY_{t+1} = - \frac{|\text{Mean}(\text{Forecasted } EPS_{t+1}) - \text{Actual } EPS_{t+1}|}{\text{Price}_t} \quad (1)$$

Mean(预测的 EPS_{t+1})是在上一年盈余公告日后至下一年盈余公告日前所有分析师基于t年的财务数据对于t+1年每股盈余做出预测的平均值,实际的 EPS_{t+1} 是企业年报中披露的t+1年实际每股盈余, Price_t 是盈余公告日(t年)当月初的股票价格。经过加负号处理之后,ACCURACY的值越大,说明分析师预测的准确度越高。

2. 分析师盈余预测分歧度。

$$DISPERSION_{it} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_1^n (\text{Forecasted } EPS_{it} - \text{Mean}(\text{Forecasted } EPS_{it}))^2}}{\text{Price}_t} \quad (2)$$

分子表示上一年盈余公告日后至下一年盈余公告日前所有分析师基于t年的财务报表数据对于t+1年每股盈余做出的预测值标准差, Price_t 是盈余公告日(t年)当月初的股票价格。DISPERSION的值越大,说明分析师预测的分歧度越高。

3. 商誉减值。对于商誉减值的衡量,本文同时采用虚拟变量和连续型变量两种形式。 Impair_D_t 表示公司商誉在t年是否发生减值,若商誉发生减值,则其取值为1,否则为0。 Impair_A_t 为公司在t年计提的商誉减值损失金额除以总资产。

4. 盈余管理水平。国内外的研究表明,修正的琼斯模型(Dechow et al.,1995)^[40]是具有较强解释能力的盈余管理计量模型。因此,本文采用修正的琼斯模型计算出的操纵性应计(DA)度量盈余管理程度。具体地,我们使用模型(3)进行分年度、分行业回归,然后利用公式(4)计算操纵性应计(DA)。

$$\frac{TA_t}{\text{Asset}_{t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{\text{Asset}_{t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta \text{REV}_t - \Delta \text{REC}_t}{\text{Asset}_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\text{PPE}_t}{\text{Asset}_{t-1}} \quad (3)$$

$$DA_t = \frac{TA_t}{\text{Asset}_{t-1}} - \hat{\alpha}_0 \frac{1}{\text{Asset}_{t-1}} - \hat{\alpha}_1 \frac{\Delta \text{REV}_t - \Delta \text{REC}_t}{\text{Asset}_{t-1}} - \hat{\alpha}_2 \frac{\text{PPE}_t}{\text{Asset}_{t-1}} \quad (4)$$

其中,TA为总应计项目(等于营业利润减去经营活动产生的净现金流量),Asset为年初总资产, ΔREV 为年末营业收入相较于年初的增量, ΔREC 为年末应收账款相较于年初的增量,PPE为年末固定资产总额,DA为盈余管理程度的衡量指标(DA为负表明公司进行了负向盈余管理,DA为正表明公司进行了正向盈余管理)。

5. 控制变量。控制变量的选取借鉴了Chaney等(1999)^[41]、Duru和Reeb(2002)^[39]、Lang和Lundholm(1996)^[24]的相关研究,我们将未预期盈余(UE)、盈余波动性(EV)、盈余偏度(ES)作为盈余特征的控制变

量,计量公式如下:

$$UE_t = \frac{|EPS_t - EPS_{t-1}|}{Price_{t-1}} \quad (5)$$

EPS_{t+1} 表示公司在 $t+1$ 年加回商誉减值损失扣除金额的每股盈余, $Price_{t-1}$ 表示 $t-1$ 年年底的股票价格。

$$EV_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_1^n (EPS_t - \text{Mean}(EPS_t))^2} \quad (6)$$

$$ES_t = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_1^n (EPS_t - \text{Mean}(EPS_t)/EV_t)^3 \quad (7)$$

EPS_t 是公司 t 年的实际每股盈余, $\text{Mean}(EPS_t)$ 是从 t 年开始往前推最近四年的平均实际每股盈余。此外,根据前人的研究成果,我们选择资产规模(Size)、账面市值比(BM)、资产负债率水平(Debt)、ROA 的变化(ΔROA)、商誉期末金额(Gwill)、营业收入的变化($\Delta Sales$)、分析师跟踪报告数(Follow)、是否发生并购重组事项(Restruct)、上市年限(AGE)、行业(Ind)和年度(Year)作为控制变量。

(二) 实证模型

基于以上文献回顾和研究假设,本文构建了多元回归模型。模型(8)、(9)用来检验商誉减值对分析师盈余预测准确度的影响,分别以虚拟变量(Impair_D)和连续变量(Impair_A)为解释变量;模型(10)、(11)用来检验商誉减值对分析师盈余预测分歧度的影响。在四个模型中,控制变量保持了一致。为了避免不同年份宏观经济因素和行业差异对研究结果的影响,我们控制了行业和年份的虚拟变量。主要变量的定义及计算方法见表1。

$$ACCURACY_{i,j+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Impair_D_{it} + \alpha_2 UE_{it} + \alpha_3 EV_{it} + \alpha_4 ES_{it} + \alpha_5 Loss_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Debt_{it} + \alpha_8 Gwill_{it} + \alpha_9 Follow_{it} + \alpha_{10} Restruct_{it} + \alpha_{11} \Delta Sales_{it} + \alpha_{12} AGE_{it} + \alpha_{13} BM_{it} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (8)$$

$$ACCURACY_{i,j+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Impair_A_{it} + \alpha_2 UE_{it} + \alpha_3 EV_{it} + \alpha_4 ES_{it} + \alpha_5 Loss_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Debt_{it} + \alpha_8 Gwill_{it} + \alpha_9 Follow_{it} + \alpha_{10} Restruct_{it} + \alpha_{11} \Delta Sales_{it} + \alpha_{12} AGE_{it} + \alpha_{13} BM_{it} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (9)$$

$$DISPERSION_{i,j+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Impair_D_{it} + \alpha_2 UE_{it} + \alpha_3 EV_{it} + \alpha_4 ES_{it} + \alpha_5 Loss_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Debt_{it} + \alpha_8 Gwill_{it} + \alpha_9 Follow_{it} + \alpha_{10} Restruct_{it} + \alpha_{11} \Delta Sales_{it} + \alpha_{12} AGE_{it} + \alpha_{13} BM_{it} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (10)$$

$$DISPERSION_{i,j+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Impair_A_{it} + \alpha_2 UE_{it} + \alpha_3 EV_{it} + \alpha_4 ES_{it} + \alpha_5 Loss_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 Debt_{it} + \alpha_8 Gwill_{it} + \alpha_9 Follow_{it} + \alpha_{10} Restruct_{it} + \alpha_{11} \Delta Sales_{it} + \alpha_{12} AGE_{it} + \alpha_{13} BM_{it} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (11)$$

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	ACCURACY _{t+1}	分析师对t+1年盈余预测的准确度,参见公式(1)
	DISPERSION _{t+1}	分析师对t+1年盈余预测的分歧度,参见公式(2)
解释变量	Impair_D _t	商誉在t年发生减值为1,否则为0
	Impair_A _t	商誉减值损失金额/年末总资产
	DA _t	操纵性应计利润
	Big4 _t	虚拟变量,由国际“四大”审计为1,否则为0
控制变量	Loss _t	当年亏损为1,否则为0
	UE _t	t年的未预计盈余,参见公式(3)
	EV _t	最近四年实际每股收益的标准差,参见公式(4)
	ES _t	最近四年实际每股收益的偏度,参见公式(5)
	Size _t	年末总资产的自然对数
	BM _t	账面市值比
	Debt _t	资产负债率=负债/总资产
	ΔROA_t	ROA 的变化, $\Delta ROA_t = ROA_t - ROA_{t-1}$
	Gwill _t	商誉期末余额/总资产期末余额
	$\Delta Sales_t$	销售收入变化, $\Delta Sales_t = Sales_t - Sales_{t-1}$
	Follow _t	分析师发布的盈余预测报告数的自然对数
	Restruct _t	公司在本年度内是否发生并购重组事项
	AGE _t	公司上市年限
	Ind	行业
	Year	年份

(三) 样本选择及数据来源

我国于2007年1月1日开始实施与国际财务报告准则趋同的新企业会计准则,新准则要求至少在每年年度终了对商誉进行减值测试,取代了之前采用直线法按不超过10年的期限进行摊销的规定。为了检验新准则下商誉减值损失对于分析师盈余预测的影响,本文选取2007-2013年作为样本区间,从我国A股上市公司年报数据中选取商誉金额和商誉减值损失金额不同时为零的数据作为研究样本,共获得6480个初始样本,其中有588个样本发生商誉了减值。我们对上述样本实施了如下筛选:(1)剔除了所有金融类上市公司(如银行、证券、保险、基金和信托等),因为这类公司的会计核算体系和资产结构具有特殊性;(2)剔除了分析师预测报告数少于5的样本;(3)剔除了数据存在缺失的观测值。经过上述筛选,我们共得到3553个观测值,其中有367个观测值确认了商誉减值损失,有3186个观测值

未确认商誉减值损失。为了避免极端数值对研究结论的影响,本文对所有连续型变量在上下1%分位进行了缩尾处理。数据来源于CSMAR数据库,其中,商誉减值损失的数据通过手工搜集财务报表附注中的资产减值准备明细项目得到。

表2列示了样本中发生商誉减值的367个观测的年度分布。可以看出,除了2008年发生商誉减值的公司数突然增加之外,其他年份基本呈现逐年增加的趋势,这也与公司并购事件逐年增加的大背景相符,而2008年的爆发式增长可能与金融危机有关。

表2 发生商誉减值的公司年度分布

年度	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	合计
观测值	18	57	43	49	43	58	99	367
百分比 (%)	7.99	13.44	10.71	10.88	12.59	17.52	24.83	100

(四) 倾向得分配对方法

考虑到样本可能存在自选择问题,如扩张速度快的公司会频繁并购,更有可能发生商誉减值损失,而公司扩张速度与盈余的预测精确度负相关(石柱峰等,2007)^[33],那么商誉减值损失与分析师盈余预测之间的关系就不是因果关系,而是由公司扩张速度所决定。为此,本文参考Chen等(2015)^[42]的做法,采用Rosenbaum和Rubin(1983)^[43]的倾向得分配对方法(P propensity Score-Matching),将处理组(发生商誉减值损失的公司)与对照组(未发生商誉减值损失的公司)进行匹配,以期使未发生商誉减值的公司可在可观察到的公司特征上与发生商誉减值的公司相同或者类似。配对的思想在于,若能找到与发生商誉减值的公司尽可能相似的未发生商誉减值的公司,那么这两者之间唯一的差异就在于是否发生了商誉减值,因此,分析师对两者的预测差异就反映了商誉减值对分析师盈余预测的影响,从而可以有效控制内生性问题。与单一指标配对不同,PSM将多个特征浓缩成一个指标——倾向得分值,从而实现了多个特征的整体匹配。

具体的匹配过程包括两个阶段:第一阶段,参考Beatty和Weber(2006)^[44]、Li和Sloan(2009)、Rammanna和Watts(2009)、AbuGhazaleh(2011)^[11]的研究成果,构建商誉减值影响因素的Probit模型(12),影响因素主要包括资产规模(Size)、是否发生亏损(Loss)、资产负债率水平(Debt)、ROA的变化(Δ ROA)、未预期盈余(UE)、商誉期末余额(Gwill)、分析师跟踪数量(Follow)、是否发生重组(Restruct)、营业收入的变化(Δ Sales)、账面市值比(BM),用估计的参数值计算出每个公司年度的倾向得分,得分值的高低代表公司发生商誉减值概率的大小;第二

阶段,根据得分值最接近的原则进行1:1的不重复样本配对,以使每个发生商誉减值的样本都匹配了倾向得分最接近的未发生商誉减值样本。最后,为了检验匹配样本是否有效,我们对配对结果进行了平衡测试,并在匹配之后进行多元回归分析。由于处理组与对照组在可观测的公司特征上都是类似的,因此,两类公司的分析师盈余预测差异可以归结为是商誉减值带来的。本文的模型(12)如下所示:

$$\text{Impair_D}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Size}_{it} + \alpha_2 \text{Loss}_{it} + \alpha_3 \text{Debt}_{it} + \alpha_4 \Delta \text{ROA}_{it} + \alpha_5 \text{UE}_{it} + \alpha_6 \text{Gwill}_{it} + \alpha_7 \text{Follow}_{it} + \alpha_8 \text{Restruct}_{it} + \alpha_9 \Delta \text{Sales}_{it} + \alpha_{10} \text{BM}_{it} + \varepsilon \quad (12)$$

表3报告了PSM的平衡性检验结果。可以看出,所有特征变量在两组间的均值差异都不显著,而且除了规模之外,几乎所有变量的偏差都控制在5%以内,说明我们采用的PSM方法是正确、有效的,通过了平衡性检验。商誉减值损失影响因素的Probit模型回归结果见表4。

表3 PSM的平衡性检验

变量名称	均值		处理组与对照组的差异(%)	均值T检验	
	处理组	对照组		T值	P值
Size	22.4361	22.3306	6.8	0.92	0.355
Debt	0.4803	0.4805	-0.1	-0.01	0.991
Gwill	0.0185	0.0170	5.0	0.65	0.514
Δ Sales	0.1840	0.1660	4.9	0.81	0.415
Δ ROA	-0.0108	-0.0115	1.9	0.24	0.811
BM	1.2571	1.1618	7.1	0.93	0.353
Follow	2.5317	2.4732	5.5	0.74	0.460
Loss	0.1035	0.1035	0.0	-0.00	1.000
UE	0.0257	0.0256	0.3	0.04	0.969
Restruct	0.8202	0.8365	-4.2	-0.59	0.558

表4 商誉减值影响因素的Probit回归

变量	是否发生商誉减值 Impair_D	
	系数	z值
Size	0.04350	1.43
Debt	-0.15470	-0.82
Gwill	3.34509***	3.49
Δ Sales	-0.23437***	-2.68
Δ ROA	-0.91600	-1.00
BM	0.02033	0.65
Follow	-0.08784***	-2.87
Loss	0.60198***	3.93
UE	1.36199	1.30
Restruct	0.06598	0.88
Pseudo R ²	0.0328	
LR Chi2(10)	77.41	
观测值	3553	

注:“*”、“**”、“***”分别表示在1%、5%、10%的水平上显著(双尾)括号中为t值,且经White异方差修正。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 5 给出了主要变量的描述性统计结果。结果显示 :在分析师盈余预测准确度均值方面 ,未发生商誉减值的公司高于发生商誉减值的公司 ,但 t 检验显示差异并不显著 ;在分析师盈余预测分歧度均值方面 ,两类公司存在显著差异 ,并且发生商誉减值公

司的分析师盈余预测分歧度均值更高 ,说明分析师对于发生商誉减值公司的盈余预测存在更大的分歧。在发生减值的样本中 ,商誉减值损失占总资产的比例大约为 0.19%。其他控制变量的均值在两组样本之间不存在显著差异 ,说明采用 PSM 方法进行配对有效控制了 两组样本在控制变量之间的差异 ,达到了高度的平衡。

表 5 主要变量的描述性统计

变量	均值		中位数		标准差		均值 T 检验
	未减值	减值	未减值	减值	未减值	减值	P 值
ACCURACY	-0.0114	-0.0119	-0.0071	-0.0075	0.0136	0.0156	0.6824
DISPERSION	0.0088	0.01	0.0061	0.0076	0.0091	0.0094	0.0801
Impair_A	0	0.0019	0	0.0011	0	0.0022	0.0000
DA	0.0039	0.0063	-0.0014	0.0038	0.1135	0.1036	0.7790
UE	0.0256	0.0257	0.0125	0.0139	0.0369	0.0325	0.9686
ES	0.3273	0.345	0.3925	0.4332	0.7622	0.7824	0.7568
EV	0.2296	0.2266	0.1821	0.1864	0.1741	0.1635	0.8080
BM	1.1618	1.2571	0.7357	0.7937	1.3913	1.3856	0.3530
△Sales	0.1660	0.1840	0.1378	0.1669	0.2993	0.2983	0.4154
Size	22.3306	22.4361	22.0561	22.0269	1.5007	1.5876	0.3554
Debt	0.4805	0.4803	0.4932	0.497	0.2113	0.2143	0.9911
Gwill	0.017	0.0185	0.0035	0.006	0.0314	0.0327	0.5140
△ROA	-0.0115	-0.0108	-0.0051	-0.0038	0.0394	0.0417	0.5940
Loss	0.1035	0.1035	0	0	0.3051	0.3051	1.0000
Restruct	0.8365	0.8202	1	1	0.3703	0.3846	0.5576
Follow	2.4732	2.5317	2.5649	2.6391	1.0844	1.0598	0.4598
Age	8.4578	8.2589	8	8	5.4379	5.2637	0.6148

(二)相关性分析

表 6 的 Pearson 相关系数显示 :分析师盈余预测准确度 (ACCURACY)与商誉减值虚拟变量和连续变量均为负相关 ,但不显著 ;分析师盈余预测分歧度 (DISPERSION)与商誉减值虚拟变量显著正相关 (p 值=0.080 1) ,与商誉减值连续变量正相关 ,但不显著。未预期盈余、账面市值比、公司规模、资产负债率、亏损虚拟变量、重组虚拟变量、上市年限均与分析师盈余预测准确度显著负相关 ,与分析师盈余预

测分歧度显著正相关 ,而盈余偏度、商誉期末余额、总资产收益率的变化、分析师跟踪数量均与分析师盈余预测准确度显著正相关 ,商誉期末余额与分析师盈余预测分歧度显著负相关。相关系数符号均与预期一致 ,说明控制变量的选取较为合理。模型中各变量的方差膨胀因子检验结果表明 ,模型不存在严重的多重共线性问题(限于篇幅 ,这部分结果未予报告) ,可以进行多元回归分析。

表 6 Pearson 相关系数矩阵

	Accura- cy	Disper- sion	Impair_ _D	Impair_ _A	UE	ES	EV	BM	△Sales	Size	Debt	Gwill	△ROA	Loss	Restruct	Follow	Age
Disper- sion	-0.5504*	1.0000															
	0.0000																
Impair_ _D	-0.0151	0.0646*	1.0000														
	0.6824	0.0801															
Impair_ _A	-0.0582	0.0120	0.5337*	1.0000													
	0.1153	0.7464	0.0000														

(续表 6)

UE	-0.1790	0.2274*	0.0015	-0.0037	1.0000													
	0.0000	0.0000	0.9686	0.9194														
ES	0.0763*	-0.0574	0.0114	-0.0429	-0.1743	1.0000												
	0.0388	0.1203	0.7568	0.2461	0.0000													
EV	-0.0365	0.1595*	-0.0090	-0.0316	0.36308	0.0727*	1.0000											
	0.3237	0.0000	0.8080	0.3925	0.0000	0.0488												
BM	-0.1478*	0.2459*	0.0343	-0.1248*	0.1667*	-0.0820*	0.0076	1.0000										
	0.0001	0.0000	0.3530	0.0007	0.0000	0.0262	0.8371											
ΔSales	0.0567	-0.0298	0.0301	0.0522	-0.1264*	0.0497	0.0261	-0.0570	1.0000									
	0.1248	0.4203	0.4154	0.1580	0.0006	0.1790	0.4804	0.1226										
Size	-0.1306*	0.2507*	0.0342	-0.1660*	0.1419*	0.0154	0.2198*	0.6352*	0.0248	1.0000								
	0.0004	0.0000	0.3554	0.0000	0.0001	0.6764	0.0000	0.0000	0.5016									
Debt	-0.2407*	0.2672*	-0.0004	-0.1109*	0.2321*	-0.1651*	0.0167	0.5682*	0.0062	0.5596*	1.0000							
	0.0000	0.0000	0.9911	0.0026	0.0000	0.0000	0.6521	0.0000	0.8665	0.0000								
Gwill	0.0639*	-0.1263	0.0241	0.1442*	-0.0833*	0.0370	-0.0063	-0.2014	0.0947*	-0.1874*	-0.2726*	1.0000						
	0.0836	0.0006	0.5140	0.0001	0.0240	0.3170	0.8647	0.0000	0.0102	0.0000	0.0000							
ΔROA	0.0637*	-0.0417	0.0089	-0.0975*	-0.1459*	0.1607*	-0.1889*	0.0080	0.3029*	0.0472	0.0080	-0.0067	1.0000					
	0.0848	0.2594	0.8107	0.0082	0.0001	0.0000	0.0000	0.8277	0.0000	0.2019	0.8280	0.8553						
Loss	-0.1151*	0.0846*	-0.0000	0.1152*	0.3950*	-0.4165*	0.1288*	0.0492*	-0.2246*	-0.0443	0.1477*	-0.0456	-0.5334*	1.0000				
	0.0018	0.0219	1.0000	0.0018	0.0000	0.0000	0.0005	0.1831	0.0000	0.2304	0.0001	0.2171	0.0000					
Restruct	-0.0724*	0.0708*	-0.0217	-0.0387*	0.1127*	-0.0713*	0.0424	-0.0195	0.0876*	0.0274	0.0996*	0.0703*	0.0460	0.0480	1.0000			
	0.0500	0.0551	0.5576	0.2954	0.0022	0.0536	0.2509	0.5984	0.0176	0.4581	0.0069	0.0570	0.2133	0.1941				
Follow	0.1443*	-0.0151	0.0273	-0.0488	-0.0757*	0.0981*	0.2906*	-0.0116	0.1302*	0.3241*	0.0079	0.0871*	0.0839*	-0.1613*	0.0583	1.0000		
	0.0001	0.6826	0.4598	0.1865	0.0404	0.0078	0.0000	0.7540	0.0004	0.0000	0.8315	0.0183	0.0230	0.0000	0.1148			
Age	-0.0818*	0.1216*	-0.0186	-0.0595	0.0940*	0.0722*	0.0186	0.1894*	-0.0332	0.2914*	0.3669*	-0.1331*	0.0817*	-0.0504	0.0319	-0.0060	1.0000	
	0.0267	0.0010	0.6148	0.1074	0.0108	0.0504	0.6148	0.0000	0.3686	0.0000	0.0000	0.0003	0.0269	0.1727	0.3886	0.8704		

注 相关系数下一行为 p 值, * 表示在 10%的水平上显著(双尾)。

(三) 回归结果分析

1. 商誉减值对分析师盈余预测的影响。从表 7 报告的商誉减值与分析师盈余预测关系的回归结果来看, 是否发生商誉减值与分析师盈余预测准确度负相关但不显著, 与分析师盈余预测的分歧度正相关且在 5%的水平上显著, 而商誉减值损失的连续变量与分析师盈余预测准确度负相关, 与分析师盈余预测的分歧度正相关且在 5%的水平上显著。总体来看, 公司计提商誉减值损失会影响分析师盈余预测, 具体来说就是降低了盈余预测的准确度, 提高了盈余预测的分歧度, 并且商誉减值损失的金额越高, 影响的幅度就越大, 这验证了假设 1。由于预测准确度和预测分歧度的指标数额较小, 在 0 附近波动, 因此, 回归模型的系数都较小, 商誉减值损失的虚拟变量与分析师盈余预测准确度的负相关关系不显著。

在控制变量方面, 未预期盈余(UE)越大, 分析师预测的准确度越低, 分歧度越高; 盈余波动性(EV)越大, 预测分歧度越高; 资产负债率(Debt)越

高, 分析师预测的准确度越低, 分歧度越高; 分析师跟踪数量(Follow)越多, 预测准确度越高; 企业当年发生并购重组(Restruct)会降低分析师预测的准确度。以上控制变量的回归结果与已有研究结论一致。公司规模(Size)、商誉金额(Gwill)、公司是否亏损(Loss)、营业收入的变化(Δsales)等控制变量的回归系数不显著, 这是因为采用 PSM 方法可以控制这些因素在处理组与对照组之间的差异, 所以部分控制变量不显著是合理的。

表 7 商誉减值与分析师盈余预测——PSM 配对样本

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	Impair_D	-0.00078 (-0.76)		0.00145** (2.23)
Impair_A		-0.71025** (-1.98)		0.40910** (2.57)
UE	-0.04483* (-1.79)	-0.04455* (-1.78)	0.03512** (2.10)	0.03557** (2.14)

(续表 7)

ES	0.00028 (0.28)	0.00024 (0.25)	-0.00002 (-0.04)	-9.30e-07 (-0.00)
EV	-0.00196 (-0.59)	-0.00198 (-0.59)	0.00525* (1.89)	0.00517* (1.88)
Loss	-0.00095 (-0.32)	-0.00040 (-0.14)	-0.00038 (-0.22)	-0.00070 (-0.41)
Size	-0.00060 (-0.97)	-0.00070 (-1.15)	0.00033 (0.75)	0.00043 (0.97)
Debt	-0.01640*** (-4.15)	-0.01637*** (-4.16)	0.00569** (2.33)	0.00561** (2.30)
Gwill	-0.01100 (-0.79)	0.00785 (-0.59)	-0.00507 (-0.81)	-0.00692 (-1.10)
Follow	0.00232*** (3.97)	0.00232*** (3.97)	-0.00051 (-1.41)	-0.00050 (-1.39)
Restruct	-0.00248** (-2.25)	-0.00262** (-2.37)	0.00122 (1.53)	0.00127 (1.58)
△Sales	0.00267 (1.44)	0.00294 (1.58)	-0.00060 (-0.55)	-0.00070 (-0.63)
AGE	0.00012 (1.03)	0.00012 (1.00)	0.00003 (0.4)	0.00003 (0.38)
BM	0.00007 (0.09)	0.00004 (0.05)	0.00080* (1.75)	0.00082* (1.78)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1470	0.1533	0.1737	0.1735
观测值	734	734	734	734

注：“*”、“**”、“***”分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著（双尾）括号中为 t 值，且经 white 异方差修正。

2.按照盈余管理方向进行分组检验。既然商誉减值会影响分析师盈余预测，那么这种影响是否源自基于盈余管理动机的商誉减值？我们利用修正的琼斯模型（Dechow et al., 1995）^[40] 计算操纵性应计（DA），根据 DA 的正负号，将样本分为正向盈余管理的公司和负向盈余管理的公司，并对回归结果进行比较分析。DA<0 说明公司进行了负向盈余管理，DA>0 说明公司进行了正向盈余管理，分组回归结果如表 8 所示。由于 DA 计算过程要求同行业、同年度公司数不得少于 20，而部分公司的 DA 值有所缺失，剔除缺失的样本之后，DA<0 的样本有 370 个，DA>0 的样本有 351 个。从表 8 中商誉减值变量的系数来看，在负向盈余管理的公司中，商誉减值与分析师盈余预测的准确度负相关，与分析师盈余预测的分歧度正相关，并且分别在 10%和 1%的水平上显著；在正向盈余管理的公司中，商誉减值与分析师盈余预测的准确度和分歧度均不存在相关关系，假设 2 得到了验证。由此，我们可以合理预期，出于盈余管理动机的商誉减值会导致会计信息质量下降，进而影响分析师盈余预测。此外，本文采用 Chow-test 检

验商誉减值回归系数在 DA<0 和 DA>0 两组样本之间的差异，结果显示，增量差异均显著。限于篇幅，这里仅报告了商誉减值连续变量的回归结果，而商誉减值虚拟变量的回归结果与此类似。

表 8 商誉减值与分析师盈余预测——盈余管理
(Dechow et al., 1995)(分样本检验)

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	负向盈 余管理	正向盈 余管理	负向盈 余管理	正向盈 余管理
Impair_A	-0.98907* (-1.80)	-0.05388 (-0.13)	0.64571*** (2.98)	0.01885 (0.08)
UE	-0.04698 (-0.99)	-0.04745* (-1.80)	0.02522 (1.01)	0.04064* (1.65)
ES	-0.00040 (-0.31)	0.00174 (1.10)	0.00023 (0.38)	-0.00119 (-1.05)
EV	0.00121 (0.19)	-0.00455 (-1.18)	0.00791** (2.41)	0.00242 (0.58)
Loss	-0.00306 (-0.83)	0.00690 (1.57)	-0.00036 (-0.22)	-0.00192 (-0.46)
Size	-0.00070 (-0.75)	-0.00048 (-0.53)	-0.00025 (-0.53)	0.00119 (1.47)
Debt	-0.02231*** (-3.47)	-0.00768 (-1.45)	0.00880*** (3.11)	0.00058 (0.13)
Gwill	-0.01313 (-0.51)	-0.00484 (-0.35)	-0.01083 (-1.21)	-0.00348 (-0.37)
Follow	0.00216** (2.49)	0.00270*** (2.82)	-0.00023 (-0.55)	-0.00096 (-1.37)
Restruct	-0.00298* (-1.95)	-0.00094 (-0.56)	0.00093 (0.94)	0.00102 (0.69)
△Sales	0.00147 (0.60)	0.00471 (1.47)	-0.00036 (-0.22)	-0.00047 (-0.19)
AGE	0.00021 (1.14)	0.00004 (0.22)	0.00003 (0.32)	-2.16e-07 (-0.00)
BM	0.00101 (0.88)	-0.00291** (-1.96)	0.00116* (1.70)	0.00128 (1.29)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1785	0.2435	0.2679	0.1697
观测值	370	351	370	351

注：同表 7。

3.根据外部审计质量进行分组检验。借鉴前人的研究，本文将是否由“四大”审计作为外部审计质量的替代变量，对商誉减值与分析师盈余预测的关系进行了分组检验。从表 9 中可以看出，在非“四大”审计的公司中，商誉减值与分析师盈余预测准确度显著负相关，与分析师盈余预测分歧度显著正相关，而在“四大”审计的公司中，相关关系并不显著，说明在“四大”审计的公司中，商誉减值的盈余管理行为得到了抑制，高质量的审计有效缓解了商誉减值对

分析师盈余预测的不利影响,假设 3 得到了验证。

表 9 商誉减值与分析师盈余预测——外部审计
(是否由“四大”审计)

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	非“四大” 审计客户	“四大” 审计客户	非“四大” 审计客户	“四大” 审计客户
Impair_A	-0.67079* (-1.76)	-0.43126 (-0.46)	0.39489** (2.52)	0.80324 (1.04)
UE	-0.03574* (-1.70)	-0.12524 (-1.24)	0.032065** (2.07)	0.06415 (0.94)
ES	0.00026 (0.24)	-0.00217 (-0.65)	-0.00019 (-0.33)	0.00161 (0.69)
EV	-0.00298 (-0.79)	0.01348 (1.44)	0.00805*** (3.09)	-0.00925 (-0.74)
Loss	-0.00182 (-0.55)	0.00647 (0.88)	-0.00188 (-1.27)	0.00442 (0.70)
Size	-0.00139* (-1.73)	0.00212 (0.11)	0.00033 (0.60)	0.00094 (0.66)
Debt	-0.01597*** (-3.97)	-0.01574 (-0.93)	0.00709*** (3.40)	-0.01450 (-0.95)
Gwill	-0.01005 (-0.73)	0.11109 (1.75)	-0.00368 (-0.56)	-0.05481 (-1.20)
Follow	0.00252*** (3.86)	0.00119 (0.60)	-0.00041 (-1.08)	-0.00022 (-0.13)
Restruct	-0.00277** (-2.50)	0.00003 (0.01)	0.00115 (1.33)	0.00110 (0.33)
ΔSales	0.00326* (1.69)	-0.00354 (-0.38)	-0.00115 (-1.11)	0.00931 (1.14)
AGE	0.00017 (1.18)	0.00004 (0.11)	-0.00002 (-0.20)	0.00008 (0.28)
BM	0.00055 (0.65)	-0.00076 (-0.42)	0.00111* (1.79)	0.00117 (1.08)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1556	0.3219	0.1953	0.2583
观测值	645	89	645	89

注:同表 7。

五、稳健性检验

(一) 配对方法

为了保证配对方法的稳健性,本文遵循相同行业、相同年度资产规模最接近的原则,对初始样本进行了重新配对,商誉减值与分析师盈余预测的回归结果保持一致,除准确度与商誉减值虚拟变量的相关性不显著之外,其余都在 10%的水平上显著,与前面的研究结论保持了一致性。

(二) 操纵性应计的可靠性

为了保证操纵性应计(DA)计量的可靠性,我们进一步采用 Kothari 等(2005)的方法,重新计算经业绩调整后的 DA,并基于 PSM 的配对样本,对正向盈

表 10 商誉减值与分析师盈余预测——资产规模配对样本

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	负向盈 余管理	正向盈 余管理	负向盈 余管理	正向盈 余管理
Impair_D	0.00005 (0.05)		0.00105* (1.64)	
Impair_A		-0.49284* (-1.77)		0.32398* (1.77)
UE	-0.04284** (-2.24)	-0.04217** (-2.21)	0.03458*** (2.75)	0.03549** (2.83)
ES	0.00013 (0.17)	0.00008 (0.11)	0.00024 (0.51)	0.00026 (0.53)
EV	-0.00601* (-1.88)	-0.00623** (-1.96)	0.00611*** (2.92)	0.00600*** (2.87)
Loss	-0.00608*** (-2.65)	-0.00532** (-2.29)	0.00050 (0.33)	0.00023 (0.15)
Size	-0.00062 (-1.09)	-0.00068 (-1.19)	-0.00001 (-0.04)	0.00003 (0.08)
Debt	-0.01502*** (-4.16)	-0.01499*** (-4.16)	0.00816*** (3.44)	0.00817*** (3.45)
Gwill	-0.01207 (-0.74)	-0.00864 (-0.53)	-0.00857 (-0.80)	-0.00959 (-0.89)
Follow	0.00237*** (4.18)	0.00235*** (4.15)	-0.00053 (-1.42)	-0.00053 (-1.43)
Restruct	-0.00110 (-0.87)	-0.00116 (-0.91)	0.00061 (0.73)	0.00065 (0.78)
ΔSales	0.00251* (1.78)	0.00247* (1.76)	-0.00023 (-0.25)	-0.00037 (-0.40)
AGE	0.00005 (0.44)	0.00005 (0.43)	-0.00002 (-0.25)	-0.00002 (0.25)
BM	-0.00013 (-0.20)	-0.00015 (-0.23)	0.00112*** (2.58)	0.00116*** (2.65)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1313	0.1351	0.1462	0.1467
观测值	734	734	734	734

注:同表 7。

余管理公司和负向盈余管理公司进行分组,做了稳健性检验。由于 DA 值存在缺失,样本量有所减少,但回归结果仍保持一致,进一步验证了商誉减值对分析师盈余预测的不利影响仅存在于负向盈余管理公司中。

表 11 商誉减值与分析师盈余预测——盈余管理
(Kothari et al. 2005)(分样本检验)

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	负向盈 余管理	正向盈 余管理	负向盈 余管理	正向盈 余管理
Impair_A	-1.23582** (-1.95)	-0.07137 (-0.19)	0.85963*** (3.31)	-0.01919 (-0.10)

(续表 11)

UE	-0.05009 (-1.02)	-0.04745* (-1.80)	0.01762 (0.66)	0.04883** (2.25)
ES	-0.00016 (-0.11)	0.00081 (0.60)	-0.00030 (-0.43)	-0.00012 (-0.13)
EV	0.00118 (0.18)	-0.00362 (-0.87)	0.00744** (2.12)	-0.00035 (-0.09)
Loss	-0.00254 (-0.64)	0.00648 (1.44)	-0.00075 (-0.42)	-0.00038 (-0.08)
Size	-0.00081 (-0.94)	-0.00119 (-1.18)	-0.00025 (-0.53)	0.00147* (1.92)
Debt	-0.02165*** (-3.23)	-0.00995 (-1.98)	0.00834*** (2.82)	0.00308 (0.75)
Gwill	-0.02270 (-0.81)	0.00032 (0.02)	-0.01542 (-1.56)	-0.00690 (-0.77)
Follow	0.00252*** (2.81)	0.00289*** (3.34)	-0.00024 (-0.53)	-0.00091 (-1.43)
Restruct	-0.00243 (-1.52)	-0.00210 (-1.15)	0.00121 (1.11)	0.00087 (0.62)
△Sales	0.00275 (1.05)	0.00240 (0.75)	-0.00062 (-0.46)	0.00090 (0.38)
AGE	0.00014 (0.74)	0.00004 (0.24)	0.00003 (0.37)	0.00004 (0.33)
BM	0.00159 (1.38)	-0.00172** (-1.30)	0.00116* (1.49)	0.00067 (0.81)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1930	0.2511	0.2688	0.1978
观测值	332	344	332	344

注 同表 7。

(三) 审计质量的衡量

由于经“四大”审计的公司样本量较少,为了排除样本量对显著性的影响,我们在稳健性检验中将公司按“前十大审计客户”和“非前十大审计客户”进行划分(会计师事务所排名数据来自于中注协网站)。结果显示,商誉减值对分析师预测的影响仅存在于“非前十大审计”的公司中,这一结论与前面一致。从某种程度上讲,审计质量的高低可以利用审计费用的高低进行反映(Francis,1984)。因此,我们参考高雷和张杰(2011)的做法,用审计收费的自然对数作为审计质量的替代变量,在回归模型中加入审计费用与商誉减值的交互项。表 13 中,模型(1)商誉减值的系数显著为负,交互项的系数显著为正,说明高质量审计弱化了商誉减值与盈余预测准确度的负相关关系。模型(2)中商誉减值的系数显著为正,交互项的系数显著为负,说明高质量审计弱化了商誉减值与盈余预测分歧度的正相关关系。总的来说,高质量审计缓解了商誉减值对分析师盈余预测的不利影响。

表 12 商誉减值与分析师盈余预测——外部审计
(是否由“十大”审计)

变量	预测准确度 ACCURACY		预测分歧度 DISPERSION	
	非“十大” 审计客户	“十大” 审计客户	非“十大” 审计客户	“十大” 审计客户
Impair_A	-0.56678* (-1.68)	-0.51455 (-0.89)	0.65813*** (2.74)	0.07392 (0.30)
UE	-0.0175 (-0.85)	-0.08922* (-1.87)	0.02184 (1.41)	0.05392* (1.75)
ES	0.00060 (0.59)	-0.00034 (-0.19)	0.00005 (0.06)	-0.00033 (-0.38)
EV	-0.00213 (-0.47)	-0.00185 (-0.36)	0.00784** (2.35)	0.00227 (0.49)
Loss	0.00440 (1.45)	-0.00749 (-1.38)	-0.00267 (-1.50)	0.00270 (0.93)
Size	-0.00144 (-1.41)	-0.00012 (-0.14)	0.00057 (0.83)	0.00068 (1.09)
Debt	-0.01595*** (-3.72)	-0.01816** (-2.41)	0.00659*** (2.64)	0.00293 (0.67)
Gwill	-0.01111 (-0.87)	-0.01454 (-0.61)	0.00209 (0.22)	-0.01130 (-1.32)
Follow	0.00250*** (2.90)	0.00181** (2.15)	-0.00100* (-1.78)	0.00007 (0.14)
Restruct	-0.00285** (-1.96)	-0.00182 (-0.92)	0.00231** (2.42)	-0.00040 (-0.28)
△Sales	0.00221 (1.00)	0.00154 (0.43)	-0.00168 (-1.43)	0.00218 (0.87)
AGE	0.00022 (1.21)	0.00006 (0.32)	-0.00006 (-0.59)	0.00013 (1.32)
BM	0.00051 (0.54)	-0.00022 (-0.24)	0.00098 (1.39)	0.00073 (1.22)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.1387	0.2264	0.1807	0.2282
观测值	395	339	395	339

注 同表 7。

表 13 商誉减值与分析师盈余预测——外部审计
(审计费用)

变量	预测准确度 ACCURACY	预测分歧度 DISPERSION
Impair_A	-9.50524* (-1.80)	3.73197* (1.72)
Audit Fee	-0.00049 (-0.44)	-0.00012 (-0.16)
Impair_A*Audit Fee	0.64875* (1.72)	-0.24602* (-1.65)
UE	-0.04508* (-1.80)	0.03620** (2.09)
ES	-0.00011 (-0.11)	-0.00002 (-0.03)

(续表 13)

EV	-0.00255 (-0.75)	0.00512* (1.79)
Loss	-0.00097 (-0.31)	-0.00040 (-0.21)
Size	-0.00051 (-0.66)	0.00053 (0.83)
Debt	-0.01523*** (-3.79)	0.00545** (2.18)
Gwill	-0.00143 (-0.10)	-0.00877 (-1.35)
Follow	0.00206*** (3.66)	-0.00034 (-0.99)
Restruct	-0.00252** (-2.37)	0.00115 (1.43)
△Sales	0.00183 (1.01)	-0.00026 (-0.23)
AGE	0.00002 (0.19)	0.00008 (1.18)
BM	0.00024 (0.35)	0.00072 (1.57)
年度	控制	控制
行业	控制	控制
Adj R ²	0.1584	0.1802
观测值	679	679

注 同表 7。

六、研究结论及理论启示

(一) 研究结论

会计准则对商誉后续计量模式进行变更的目的是提高商誉反映经济实质的能力。然而,由于商誉减值测试具有复杂性,对商誉公允价值进行估计需要大量的职业判断,并且估值所参照的内部信息很难被外部人获取,信息不对称的存在为管理层利用商誉减值进行盈余管理提供了空间。本文从分析师预测的角度,研究了商誉减值的经济后果,发现商誉减值对分析师盈余预测存在不利影响。为进一步探究这种不利影响的具体原因,本文分别以盈余管理方向和审计质量为标准进行了分组检验。本文的主要研究结论如下:(1)与未发生商誉减值的公司相比,分析师对发生商誉减值的公司未来盈余预测的准确度更低、分歧度更高,并且商誉减值的金额越大,不利影响也越显著;(2)商誉减值对分析师盈余预测的不利影响存在于负向盈余管理的公司和审计质量较低的公司中。基于此,本文认为,商誉减值对分析师盈余预测的不利影响可能源自基于盈余管理动机的商誉减值,而审计作为一种外部监督,可以有效抑制盈余管理,从而减少商誉减值对分析师盈余预测的不利影响。

(二) 理论启示与政策建议

虽然 IASB 和 FASB 认为引入商誉减值测试机制更能反映经济实质,但本文研究发现,商誉减值存在可操纵性,为管理层操纵盈余提供了空间,其在一定程度上降低了会计信息质量,对分析师盈余预测产生了不利影响。由于证券分析师的盈余预测在证券市场上起着传递和解析会计信息的桥梁作用,其提供的预测信息是投资者决策的重要信息来源,故商誉减值对分析师预测的不利影响会降低资本市场的效率。本文的研究结论对于商誉会计准则的完善、资本市场效率的提高以及监管机构的政策制定具有积极的意义。

(三) 研究不足与展望

本文仍存在以下局限:(1)只着眼于被分析公司的因素对分析师盈余预测的影响,而没有考虑分析师自身因素的影响;(2)只研究了计提商誉减值损失的盈余管理动机,而没有考虑推迟或者不计、少计减值损失的盈余管理动机。未来的研究方向应是获得分析师个人情况的数据(包括分析师所属机构、分析师个人背景、从业经验等),结合推迟或者不计提商誉减值损失的盈余管理动机,对分析师盈余预测做进一步的分析。

[参考文献]

- [1] 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(1):11-16.
- [2] 赵春光.资产减值与盈余管理——论《资产减值》准则的政策涵义[J].会计研究,2006(3):11-17.
- [3] 冯卫东,郑海英.企业并购商誉计量与披露问题研究[J].财政研究,2013(8):28-32.
- [4] 黄世忠.巨额冲销与信号发送——中美典型案例比较研究[J].会计研究,2002(8):10-21.
- [5] Henning S L, Shaw W H, Stock T. The Amount and Timing of Goodwill Write-Offs and Revaluations: Evidence from U.S. and U.K. Firms [J]. Review of Quantitative Finance & Accounting, 2004, 23(1): 99-121.
- [6] Holland J, Johanson U. Value-Relevant Information on Corporate Intangibles—Creation, Use and Barriers in Capital Markets—Between a Rock and a Hard Place [J]. Journal of Intellectual Capital, 2003, 4(4): 465-486.
- [7] Covring V, Low B S. The Relevance of Analysts' Earnings Forecasts in Japan [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2005, 32(7/8): 1437-1463.
- [8] Schipper K. Analysts' Forecasts [J]. Accounting Horizons, 1991, 4(12): 105-121.
- [9] Knutson P. Financial Reporting in the 1990s and Beyond: A Position Paper of the Association for Investment Management and Research [R]. PA: University of Pennsylvania, 1991.

Working Paper ,1992.

[10] Jarva H. Do Firms Manage Fair Value Estimates? An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2009, 36(9/10) :59-86.

[11] 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.

[12] Godfrey J M ,Koh P-S. Goodwill Impairment as a Reflection of Investment Opportunities [J]. Accounting & Finance , 2009, 49(1) :117-140.

[13] Chalmers K G ,Godfrey J M ,Webster J C. Does a Goodwill Impairment Regime Better Reflect the Underlying Economic Attributes of Goodwill? [J]. Accounting & Finance , 2011, 51(3) :634-660.

[14] 徐玉德,洪金明.商誉减值计提动因及其外部审计监管——来自沪深A股上市公司的经验证据[J].会计师,2011(3) :4-7.

[15] 吴虹雁,刘 强.商誉减值会计经济后果分析[J].现代财经,2014(9) :53-65.

[16] Massoud M F ,Raiborn C A. Accounting for Goodwill :Are We Better Off?[J]. Review of Business, 2003, 24 :26-32.

[17] Watts R L. Conservatism in Accounting :Explanations and Implications[J]. Accounting Horizons, 2003, 17 :207-221.

[18] Masters-Stout B ,Costigan M L ,Lovata L M. Goodwill Impairments and Chief Executive Officer Tenure [J]. Critical Perspectives on Accounting, 2008, 19(8) :1370-1383.

[19] Alves S. The Association Between Goodwill Impairment and Discretionary Accruals :Portuguese Evidence[J]. Journal of Accounting Business & Management, 2013, 20(2) :84-98.

[20] 丁友刚.企业合并会计方法 :问题、争论与选择[J].会计研究,2004(3) :68-72.

[21] 陆正华,戴其力,马颖翩.上市公司合并商誉减值测试实证研究——基于盈余管理的视角 [J]. 财会月刊,2010(4) :3-6.

[22] 董晓洁.商誉、减值及盈余管理实证研究[J].商业会计,2014(13) :22-24.

[23] Lehavy R ,Li F ,Merkley K. The Effect of Annual Report Readability on Analyst Following and the Properties of Their Earnings Forecasts [J]. The Accounting Review, 2011, 86(3) :1087-1115.

[24] Lang M H ,Lundholm R L. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior [J]. The Accounting Review, 1996, 71(4) :467-492.

[25] De Franco G ,Wong M H F ,Zhou Y. Accounting Adjustments and the Valuation of Financial Statement Note Information in 10-K Filings [J]. The Accounting Review, 2011, 86(5) :1577-1604.

[26] 方军雄.我国上市公司信息披露透明度与证券分析

师预测[J].金融研究,2007(6) :136-148.

[27] 李丹蒙.公司透明度与分析师预测活动[J].经济科学,2007(6) :107-117.

[28] 郑亚丽,蔡 祥.什么影响了证券分析师盈利预测的准确度?——来自中国上市公司的经验证据[J].中大管理研究,2008,3(4) :19-37.

[29] 白晓宇.上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究[J].金融研究,2009(4) :92-112.

[30] 李 丹,贾 宁.盈余质量、制度环境与分析师预测[J].中国会计评论,2009(12) :351-370.

[31] 马 晨,张俊瑞,李 彬.财务重述影响因素研究——基于差错发生期和差错更正期的分析[J].山西财经大学学报,2012(5) :96-105.

[32] 张 文,王 昊,苑 珺.信息质量与证券分析师预测精度[J].江西财经大学学报,2015(2) :50-58.

[33] 石桂峰,苏力勇,齐伟山.财务分析师盈余预测精确度决定因素的实证分析[J].财经研究,2007(5) :62-71.

[34] Willenborg M. Empirical Analysis of the Economic Demand for Auditing in the Initial Public Offerings Market [J]. Journal of Accounting Research, 1999, 37(1) :225-238.

[35] Bushman R ,Smith A. Financial Accounting Information and Corporate Governance [J]. Journal of Accounting Economics, 2001, 31 :237-333.

[36] Becker C L ,Defond M L ,Jiambalvo J ,et al. The Effect of Audit Quality on Earnings Management [J]. Contemporary Accounting Research, 1998, 15(1) :1-24.

[37] 蔡 春,黄益建,赵 莎.关于审计质量对盈余管理影响的实证研究——来自沪市制造业的经验证据[J].审计研究,2005(2) :3-10.

[38] 李 仙,聂丽洁.我国上市公司IPO中审计质量与盈余管理实证研究[J].审计研究,2006(6) :67-72.

[39] Duru A ,Reeb D M. International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias[J]. The Accounting Review, 2002, 77(2) :415-433.

[40] Dechow P M ,Sloan R G. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 70(2) :193-225.

[41] Chaney P K ,Hogan C E ,Jeter D C. The Effect of Reporting Restructuring Charges on Analysts' Forecast Revisions and Errors [J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 27(3) :261-284.

[42] Chen L H ,Krishnan J ,Sami H. Goodwill Impairment Charges and Analyst Forecast Properties [J]. Accounting Horizons, 2015, 29(1) :141-169.

[43] Rosenbaum P ,Rubin D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1) :41-55.

[44] Beatty A ,Weber J. Accounting Discretion in Fair Value Estimates :An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(2) :257-288.

[责任编辑:高 巍]