超额商誉、高管激励与审计收费

赵彦锋1

(河南财经政法大学 电子商务学院,河南 郑州 450046)

【摘 要】: 基于 2011-2018 年沪深 A 股上市公司样本,实证检验超额商誉对审计收费的影响以及高管激励的调节效应。研究表明:超额商誉提高了审计收费,且在民营企业更显著;而高管不同激励方式对超额商誉与审计收费的调节具有异质性:股权激励具有抑制作用,而薪酬激励具有增强效应;从作用机制来看,超额商誉通过增加经营风险和审计投入,进而提高审计收费。

【关键词】: 超额商誉 经营风险 高管激励 审计收费

【中图分类号】:F275【文献标识码】:A【文章编号】:1003-7217(2021)01-0062-08

一、引言

党的十九大报告指出防范化解金融风险是"三大攻坚战"的内容之一, 也是实现经济高质量发展必须跨越的重大关口。作为资本市场对存量资源配置主要方式的并购重组, 在监管层的支持和鼓励下, 已成为资本市场服务国家战略与实体经济发展的重要方式^[1]。并购重组虽能优化资源配置、改善公司治理, 但若并购目标选择不当、估值过高会形成超额商誉^[2], 高商誉对购买方意味着高预期与高风险^[3], 原因在于超额商誉削弱了产品市场竞争力而成为经营负担^[4], 负面影响长期绩效^[5], 如据天神娱乐 2018 年的年度报告披露, 因计提商誉减值损失 40. 60 亿, 致使该年度天神娱乐业绩下滑 615. 46%, 由盈转为巨亏^[6]。

审计是资本市场信息披露制度中重要的外部监督,随着经营环境及信息披露规范日趋复杂,执业风险变化给审计市场带来重大影响。而企业在并购中积累的商誉使其面临较高的经营风险^[8],并增加审计师的经营风险/诉讼风险^[9]。首先,虽有研究表明并购商誉及其减值会促使审计师提高审计收费以作为风险溢价^[8,10],但现有文献是以整体商誉为变量,没有关注对企业经营更具负面影响的超额商誉;其次,现有文献尚未涉及并购商誉影响审计收费的机制检验;最后,高审计收费并不等于高审计质量,企业每年支付的高额审计费用消耗了现金流,成为企业沉没成本,而提升管理水平的效果有限^[11]。为此,超额商誉如何影响审计收费?作用机理是什么?高管激励是否能调节超额商誉对审计收费的不利影响?这是本文关注的焦点。为解决上述问题,本文利用2011-2018年沪深 A 股上市公司的数据,以超额商誉引发的经营风险与审计投入为切入点,检验了超额商誉对审计收费的影响。

二、文献综述

商誉本质上是能为企业带来预期超额经济利益的异质资源^[12],但商誉及其减值也可能成为企业操控利润、进行盈余管理的工具^[3,11]。而对商誉经济后果的考察大多数集中在经营业绩和市场价值方面,并购商誉虽能提高企业风险承担和当期经营业绩^[13],却成为后续经营负担^[4],降低公司长期业绩^[5,14],进而影响企业价值,特别是在轻资产企业中^[3]。而商誉越高,股价泡沫越大^[1],股价崩盘风险也越高^[15,16],后续的商誉减值还会提高债务融资成本^[17]。对于影响因素,傅超等研究发现高管非理性地模仿行业领先者形成

^{&#}x27;作者简介: 赵彦锋(1975-), 男, 河南南阳人, 博士, 河南财经政法大学电子商务与物流管理学院副教授, 研究方向: 公司治理、会计理论与实务。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(19AGL011);河南省哲学社会科学规划项目(2020BJJ008)

的"同伴效应"会影响并购商誉^[18];李丹蒙等认为管理层过度自信是导致商誉增加的内在原因^[19];而在管理层代理冲突越严重的公司,通过并购形成的商誉规模越大^[20];胡凡和李科发现股价高估导致公司的并购数量和规模显著上升,且管理层在股价高估时期往往支付更高的溢价^[21],从而产生巨额并购商誉,存在更大商誉减值风险^[22];但有效的内部控制能够抑制商誉泡沫^[21]。

作为服务报酬,审计费用一方面反映审计师对投入资源的预期报酬;另一方面,也体现了对审计中潜在风险的补偿^[23]。自 Simunic 开始研究审计费用的影响因素之后^[24],大量研究围绕客户与审计师层面展开,并在客户层面形成较为一致的结论:经营风险使得审计师面临较高的执业风险,并成为影响审计决策的重要因素^[17,26]。而增加企业经营风险的内部因素有复杂业务及会计处理复杂的事项^[26],如并购商誉会计处理的复杂性以及后续减值的不可核实性^[10];资产减值损失^[27];战略变化等^[28]。外部因素则包括环境不确定性和经济政策不确定性等^[7,25]。在面对可能影响企业经营风险的因素,比如并购商誉,审计师也会强化审计资源的投入,提高审计收费,进而提高审计质量等^[8]。

综上所述,已有文献对商誉经济后果进行了广泛研究,但存在以下不足:(1)因商誉既包括能产生协同效应的正资产,也包括侵蚀并购企业价值的负资产,以整体商誉为研究对象,不能剔除有利部分的影响,而分离出真正成为经营负担的超额商誉,有利于直观地考察对审计收费的影响;(2)现有研究集中在商誉及其减值对审计定价本身的影响,但缺乏作用机制的实证检验;(3)虽然有学者研究了高管激励对审计收费的影响,但研究结论并不统一。鉴于此,本文试图从整体商誉中分离出超额商誉,基于经营风险和审计投入的中介效应以及高管激励的调节效应,实证检验超额商誉对审计收费的影响及其作用机理。

三、理论分析

(一)超额商誉与审计收费

从并购决策来看,超额商誉形成的原理在于:对并购收益的良好预期会高估标的资产未来产生现金流的能力,而这种良好预期来自于对未来资源整合形成的协同效应的高估,由此导致支付超出标的合理价值的对价。对并购方而言,超额支付耗费了企业稀缺资源^[4],这与以往研究"并购会损害并购方的价值"一致。在非理性并购中,因并购目标的选择不当、估值过高也会形成超额商誉^[2]。己有研究表明超额商誉会成为企业经营负担,损害企业经营业绩^[4]。那这种会成为企业经营负担的超额商誉是否也会显著影响审计收费呢?

审计收费的两个重要影响因素是审计风险和审计投入^[28,29]。从审计风险来看,风险导向审计认为客户经营风险是审计最重要的风险来源,这些风险还可能引发财务报表错报风险^[17]。增加企业经营风险的内部因素包括会计处理复杂的事项^[26],而在商誉及其减值确认与计量中需要难度高、过程复杂的估计与职业判断,使得报表中的商誉存在高度不确定性^[30];除此之外,并购商誉因其较大的专业判断空间不仅容易引致经营风险,还会被管理层利用以实施盈余管理等代理行为,从而加剧会计信息重大错报的风险 ^[8]。企业经营风险的增加意味着审计师的经营风险、诉讼风险的增加^[9],因此,基于超额商誉导致的经营风险,审计师可能提高审计收费以作为审计风险补偿^[31],而已有研究表明相对于没有商誉的公司,有商誉的公司审计费用更高^[10]。从审计投入来看,商誉使得企业财务报表中商誉计价包含着较高的不确定性^[30],为应对这种高度不确定性,审计师必须执行更详细的审计计划,投入更多的审计资源,比如人力、物力、时间成本等^[28,22],审计成本自然上升。为弥补超额商誉导致的审计成本增加,审计师会向被审计单位收取更多的审计费用^[10]。综上所述,超额商誉会增大企业经营风险、要求审计师投入更多努力,由此,提出研究假设 1:

假设1公司并购形成的超额商誉越多,审计师收取的审计费用越高。

依据产权性质,我国上市公司主要分为国有与民营企业。首先,相对于民营企业,国有企业在国民经济中拥有重要地位,国家对其监管较为严格^[33],而并购作为企业的重大决策,将面临更为严格的决策、监管程序与政策,包括国资委的批复,这会降低并购商誉的高估^[3]。其次,与国有企业相比,民营企业的决策和管理具有非正规化的倾向,更依赖管理者尤其是兼具创业者身份的管理者个人权威,容易滋生管理层过度自信,使得管理层在并购过程中高估并购标的价值,实施高溢价并购^[22]。最后,国有企业因具有

较强的政治关系在评价中会被赋予更高声誉,这直接影响审计行为抉择^[34]。政府对国有企业而言意味着隐形担保,在其出现财务困境时更容易获得政府的支持,从而降低超额商誉给企业带来的经营失败的风险以及审计师的诉讼风险^[35]。在企业经营风险水平和审计风险水平均降低的情况下,审计师的反应会有所弱化^[36],并且在面对国有股东时,迫于政治力量审计师更容易妥协^[37],包括降低审计收费。据此,提出研究假设 2:

假设2与国有企业相比,在民营企业超额商誉对审计收费的正向影响更显著。

(二)高管激励与审计收费

在所有权和经营权分离的现代股份制公司中,高管激励是公司内部治理的重要组成部分^[38],而独立审计是外部治理的一方面。所以同为治理机制,高管激励是否会对超额商誉与审计收费之间的关系产生影响呢?高管激励包括股权激励与薪酬激励这两种主要的形式^[39]。在股权激励方面,首先,高管持股激励与并购溢价之间显著负相关^[40],也就是说股权激励可以降低并购商誉;其次,股权激励能够提高内部控制的有效性^[41],而有效的内控可以抑制商誉泡沫^[2];最后,已有研究表明股权激励能够抑制高管的机会主义行为^[42],使管理层更好地履行契约,增强会计行为的稳健性,减少错报。这会降低审计师面临的审计风险^[36],最终降低审计收费。因此,基于股权激励与超额商誉、审计收费的反向关系,本文推测股权激励可以抑制超额商誉对审计收费的影响。

薪酬激励同样是高管激励,是否也存在相同的调节效应?管理层更乐意和股东分享长远利益而非眼前利益^[42],股权激励着眼于长期,能够促使高管与企业之间形成利润共享、风险共担的互利机制,降低企业经营风险^[43]。不仅如此,获得一定股权的高管可能弱化对股权配额本身的追求,对工作具有更强的责任感与使命感,以更好地追求实现自我^[11]。而相对于股权激励,薪酬激励作为一种短期激励,具有较强的压力效应,容易诱导高管层短视行为,使其更愿意通过操纵会计盈余以使其薪酬、奖金最大化^[44],如此一来,审计师面临的审计风险可能会增加。而王克敏和王志超的研究也证实薪酬激励与盈余管理正相关,而股权激励与盈余管理负相关^[45]。所以薪酬激励诱导的盈余管理可能会进一步增加审计风险。基于前文分析,针对不同方式的高管激励,提出研究假设3:

假设3高管股权激励负向调节并购商誉与审计收费的关系,而高管薪酬激励对两者的关系具有正向调节效应。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

以 2011-2018 年我国沪深 A 股上市公司为初始样本, 剔除金融类、ST 类公司以及主要变量缺失的样本, 获得 13399 个观测值。除内部控制指数来自迪博 (DIB) 内部控制与风险管理数据库, 并购商誉等其他财务数据来自国泰安 (CSMAR) 数据库。为消除异常值的影响, 本文对连续变量进行正向、负向 1%的 Winsorize 处理。

(二)变量定义

借鉴已有研究^[9,10,46],采用审计费用的自然对数 (lnfee_1) 衡量被解释变量;参考张新民和许罡的做法^[2,47],用(每年企业的商誉净额-该企业所在行业商誉的平均值)/总资产衡量超额商誉(gw_1),稳健性检验中,则用(每年企业的商誉净额-该企业所在行业商誉的中值)/总资产衡量超额商誉(gw_2);对于高管激励的度量(包括股权激励和薪酬激励),则依据尹美群等的衡量指标^[39],并按行业中值区分 0 和 1 变量。

借鉴相关研究,选取以下控制变量:公司规模(size)、公司年龄(age)、资产负债率(lev)、股权集中度(shrcr)、两职合一(dual)、独董比例(inp)、是否国内十大会计师事务所(top10)、业务复杂度(invrec)、业务多元化(div)等,并对行业效应(ind)

和年份效应(year)进行控制。具体变量定义如表 1。

表1变量定义

变量名	定义和计算方法
	被解释变量
审计收费(lnfee_1)	境内审计费用取自然对数
	解释变量
超额商誉(gw_1)	(每年企业的商誉净额-该企业所在行业商誉的平均值)/总资产
股权激励(inc_1)	高管持股比例数量占公司总股数比例加1取自然对数后,按行业中值设置虚拟变量,高于行业中值取1,否则取0
薪酬激励(inc_2)	公司高管前三名薪酬总额加1取自然对数后,按行业中值设置虚拟变量,高于行业中值取1,否则取0
	控制变量
公司规模(size)	期初总资产的自然对数
公司年龄(age)	公司成立年度到样本年度之间的年数
资产负债率(lev)	总负债/总资产
公司成长性(grow)	营业收入的年度增长率
资本积累率(car)	(股东权益期末合计值-股东权益期初合计值)/股东权益期初合计值
股权集中度(shrcr)	第一大股东持股比例
两职合一(dual)	董事长兼任公司 CEO 时取值为 1, 否则为 0
独董比例(inp)	独立董事占董事总人数的比重
是否国内十大会计师 事务所(top10)	会计师事务所属于国内十大,取值为1,否则为0
业务复杂度(invrec)	存货和应收账款占总资产的比例
业务多元化(div)	采用经调整的赫芬达尔指数,即,其中 Pi=第 i 类主营业务收入/业务收入总额, div 越大,多元化程度越高
行业(ind)	行业效应
年份(year)	年份效应
	分组变量
产权性质(soe)	如果企业属于国有企业, soe 取值为 1, 否则为 0
内部控制质量(ici)	企业内部控制指数

经营资产结构(am)	企业固定资产与在建工程之和占期初总资产的比例				
制度环境(market)	以樊纲等提供的"市场中介组织的发育和法律制度环境"指标衡量,由于该数据截止到 2016 年,对于 2017、2018 年的"市场中介组织的发育和法律制度环境"指标,用前一年指数加上前 3 年指数增加值的 平均数确定[48]				
分析师关注(nanyt) 将对公司进行过跟踪分析的分析师(团队)加1取自然对数					
	稳健性检验				
审计收费(lnfee_2)	审计总费用取自然对数;				
超额商誉(gw_2)	(每年企业的商誉净额-该企业所在行业商誉的中值)/总资产				
	作用机制检验				
经营风险(risk) 经行业调整后资产收益率的3年波动率;					
审计投入(ait)	年末(12月31日)到审计结束日间隔的天数,再取自然对数值				

(三)模型设定

为检验研究假设 1, 借鉴已有研究^[8,10], 构建模型 (1), 预期 $\beta_1 > 0$, 即超额商誉越高, 审计收费越高。

$$lnfee \underline{1}_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 gw \underline{1}_{i,t} + \beta_2 controls_{i,t} + \beta_1 ind + \beta_4 year + \varepsilon_{i,t}$$
(1)

为检验研究假设 H2,将样本分为国有与民营两组,仍用模型(1)分组回归,以考察不同产权性质(soe)对超额商誉与审计收费的调节效应。根据理论分析,推测 β_1 在民营企业组更显著。

为检验研究假设 3, 在模型 (1) 的基础上, 加入超额商誉与高管激励的交乘项, 构建模型 (2) 与 (3) 分别检验股权激励、薪酬激励的调节效应。根据理论分析, 预计模型 (2) 中 $\beta < 0$, 即股权激励具有负向调节作用; 而预计模型 (3) 中的 $\beta > 0$, 即薪酬激励具有正向调节作用。

$$\begin{split} & \textit{lnfee} \underline{1}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \textit{gw} \underline{1}_{i,t} + \beta_2 \textit{gw} \underline{1}_{i,t} \times \\ & \textit{inc} \underline{1} + \beta_1 \textit{controls}_{i,t} + \beta_4 \textit{inc} \underline{1} + \beta_5 \textit{ind} + \\ & \beta_6 \textit{year} + \varepsilon_{i,t} \end{split} \tag{2} \\ & \textit{lnfee} \underline{1}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \textit{gw} \underline{1}_{i,t} + \beta_2 \textit{gw} \underline{1}_{i,t} \times \\ & \textit{inc} \underline{2} + \beta_1 \textit{controls}_{i,t} + \beta_4 \textit{inc} \underline{2} + \beta_5 \textit{ind} + \\ & \beta_6 \textit{year} + \varepsilon_{i,t} \end{split} \tag{3}$$

五、实证结果

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。审计收费(Infee_1)的均值和中位数分别为 13.61 和 13.53,两者比较接近,而标准差也较小,这说明样本符合正态分布特征。产权性质(soe)的均值为 0.349,表明样本中国有企业样本低于民营企业,显示近年来我国资本市场中企业产权性质的一个重要变化:民营企业数量及影响力的提升。超额商誉(gw_1)的最小值为-0.562;中位数、平均数以及 75%分位数均为负数,表明存在超额商誉的样本较少,但最大值为 0.233、标准差为 0.10,说明这部分公司中存在较高的商誉,并且公司之间的差异较大。股权激励(inc_1)和薪酬激励(inc_2)的标准差分别为 0.113 和 0.684,可见不同企业之间在高管激励方面也存在较大的差异。

(二)主要结果回归分析

表 3 报告了超额商誉 (gw_1) 与审计收费 (lnfee_1) 的回归结果以及高管激励 (inc_1 和 inc_2) 对二者的调节效应。第 (1) 列为全样本回归结果, gw_1 对 lnfee_1 的影响系数为 0. 132, 在 1%的水平上显著, 这说明超额商誉会显著增加企业的审计收费, 支持假设 1; 第 (2) 列和第 (3) 列是按照产权性质分组回归的实证结果, 在民营企业, gw_1 的系数在 1%的水平上显著, 但在国有企业不显著, 研究假设 2 得到支持。

表 3 第 (4)、(5) 列检验了高管激励的调节效应, gw_1×inc_1 的系数显著为负, gw_1×inc_2 的系数显著为正, 这说明股权激励可以抑制并购商誉对审计收费的影响, 但薪酬激励却进一步加剧并购商誉对审计收费的促进作用, 研究假设 3 得到支持。正如前文所述, 股权激励是一种长期激励, 通过将管理层与股东利益绑定, 更好激励管理层努力实现组织目标。而并购是面向未来的长期决策, 与被并购方的协同效应需时间检验, 所以股权激励的长期价值导向会降低超额商誉的形成, 抑制超额商誉对审计收费的正向影响。而薪酬激励是一种短期激励, 由此导致的短期压力会促使管理层在并购中支付更高溢价, 不利于并购绩效。最终, 不同的高管激励对超额商誉与审计收费形成方向相反的调节效应。

表 2 描述性统计表

变量名	观测值	平均值	最小值	p25	中位数	最大值	标准差
lnfee_1	13399	13. 61	12. 43	13. 12	13. 53	15. 94	0. 639
gw_1	13399	-0.035	-0.562	-0.041	-0. 013	0. 233	0.100
gw_2	13399	0.016	-0.182	0	0	0.334	0.065
soe	13399	0. 349	0	0	0	1	0. 477
inc_1	13399	0.060	0	0	0.001	0. 475	0. 113
inc_2	13399	14. 29	12. 68	13.83	14. 27	16. 20	0.684
risk	13399	0.035	0.001	0.010	0.019	0. 267	0.047
ait	13399	4. 530	3. 555	4. 431	4. 595	4. 787	0. 232
size	13399	22. 02	19.60	21. 13	21.86	25. 77	1. 234
age	13399	16. 14	4	12	16	30	5. 455
lev	13399	0. 430	0.049	0. 261	0. 424	0.886	0. 209

grow	13399	0. 194	-0.520	-0.015	0.115	3.005	0. 453
top10	13399	0. 534	0	0	1	1	0.499
audit	13399	0.025	0	0	0	1	0.156
invrec	13399	0. 274	0.007	0. 149	0. 252	0. 761	0.169
div	13399	0.170	0	0	0.0290	0.727	0. 219

表 3 超额商誉与审计收费以及高管激励的调节效应

		被	近解释变量:1nf	ee_1	
变量	(1)全样本	(2) 民营企业	(3)国有企业	(4)股权激励	(5)薪酬激励
gw_1	0. 132***	0. 301***	-0.144	0. 179***	0.049
	(3. 12)	(6. 78)	(-1.21)	(3. 54)	(1.00)
inc_1				0. 039***	
				(4. 25)	
gw_1×inc_1				-0.101*	
				(-1.84)	
inc_2					0.068***
					(8.73)
gw_1×inc_2					0. 192**
					(2.49)
size	0. 369***	0. 310***	0. 469***	0. 370***	0. 359***
	(69. 93)	(45. 84)	(55. 04)	(69. 48)	(65. 45)
age	-0.004***	-0.003***	0.003*	-0.003***	-0. 004***
	(-4.95)	(-3. 27)	(1.82)	(-4.10)	(-5, 25)
lev	0.021	0. 204***	-0. 147***	0.032	0.037
	(0.91)	(7. 49)	(-3.48)	(1. 39)	(1.62)
grow	0. 065***	0. 050***	0. 055***	0. 064***	0.064***
	(7. 52)	(4.75)	(3. 68)	(7. 37)	(7.43)

car	0.119***	0. 112***	0.091***	0. 118***	0.115***
	(11.28)	(9.73)	(3.84)	(11. 18)	(10.88)
shrcr	-0.001***	0.000	-0.002***	-0.001***	-0.001***
	(-3. 26)	(0.60)	(-4.09)	(-2.63)	(-2. 97)
dual	0. 034***	0.010	-0.017	0. 020**	0. 031***
	(4. 29)	(1.16)	(-0.80)	(2. 43)	(3.99)
inp	0.059	-0.038	-0.143	0.052	0.071
	(0.88)	(-0.52)	(-1.11)	(0.78)	(1.06)
top10	0. 161***	0. 127***	0. 200***	0. 159***	0. 157***
	(22.82)	(15. 97)	(15. 16)	(22. 66)	(22. 42)
audit	0.119***	0. 097***	0. 149***	0. 119***	0. 123****
	(5.05)	(3. 66)	(3. 27)	(5.06)	(5. 25)
invrec	0.014	-0.003	0.057	0.005	0.007
	(0.52)	(-0.09)	(1.21)	(0.19)	(0.29)
div	0. 102***	0.070***	0. 184***	0. 104***	0.109***
	(5.95)	(3. 56)	(6.04)	(6. 11)	(6. 38)
year	控制	控制	控制	控制	控制
ind	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	5. 311***	6. 548***	3. 271***	5. 280***	5. 496***
	(47. 84)	(46. 19)	(18. 75)	(46. 91)	(48. 16)
N	13399	8726	4673	13399	13399
adj. R²	0.600	0. 563	0.664	0.601	0.602

(三)稳健性检验

1. PSM 稳健性检验。

以有超额商誉的样本作为处理组,以没有超额商誉的样本为对照组,设置虚拟变量:如果企业 gw_1>0,则认为该企业有超额商誉, treat 取值为1,否则为0,并采用倾向得分匹配法(PSM)再次检验超额商誉与审计收费之间的关系。(1)在计算倾向匹配得分时,以是否有超额商誉(treat)作为被解释变量,以企业规模(size)、企业年龄(age)、资产负债率(lev)、股权集中度(shrcr)、两职合一(dual)等作为解释变量,采用 Logit 模型回归;(2)随后按照 1:1 最邻近匹配,选择有放回匹配,且允许并列,配对后 ATT 的估

计值为 0.153, 并且在 1%的水平上显著 (t 值为 6.53), 表明均衡性检验结果较好; (3) 最后对配对后的样本用模型 (1) 进行回归, 结果见表 4 第 (1) 列, gw_1 的系数为 0.557, 并且在 1%的水平上显著, 支持研究假设。

2. 替换模型和变量衡量方法。

首先,主回归中采用的是混合效应回归,为避免其他未控制因素对回归结果的影响,稳健性检验中,采用固定效应模型,结果具有稳健性,如表 4 第 (2) 列所示;其次,国泰安 (CSMAR) 数据库中,披露境内会计师事务所审计费用、境外会计师事务所审计费用、其他审计费用和审计总费用,本文主假设中将境内审计收费 (Infee_1) 做被解释变量,稳健性检验中则以审计总费用 (Infee_2) 做被解释变量,采用固定效应回归,如第 (3) 列所示,系数仍在 1%水平上显著正相关;最后,参照张新民等 (2018) 的做法 [2],以 (每年企业的商誉净额-该企业所在行业商誉的中值) / 总资产来衡量超额商誉 (gw_2),并分别以 Infee_1 和 Infee_2 做被解释变量,结果第 (4)、(5) 列,研究结论不变。

表 4 稳健性检验

	(1) lnfee_1	(2) lnfee_1	(3) lnfee_2	(4) lnfee_1	(5) lnfee_2
gw_1	0. 557***	0. 159***	0. 174***		
	(6. 56)	(3. 20)	(3.53)		
gw_2				0.365***	0. 216***
				(7.75)	(5. 14)
size	0. 390***	0. 358***	0. 347***	0.370***	0.401***
	(39. 55)	(23. 34)	(21.85)	(79. 45)	(88. 07)
age	-0.004***	-0.035*	-0.027	-0.003***	0.003***
	(-2.86)	(-1.81)	(-1.59)	(-4.71)	(4.42)
lev	-0.016	0. 271***	0. 187***	0.032	0.072***
	(-0.33)	(6. 46)	(4. 37)	(1.40)	(3. 12)
grow	0. 046***	0. 035***	0. 026***	0.061***	0.041***
	(2.84)	(5. 17)	(3.77)	(7.07)	(4.63)
car	0. 137***	0. 120***	0.115***	0.124***	0. 121***
	(5. 53)	(13. 78)	(12. 86)	(11.72)	(11. 26)
shrcr	0.000	-0.000	0.001	-0.001***	-0.000
	(0.72)	(-0.14)	(0.99)	(-2.69)	(-0.68)
dual	0.016	-0.000	0.011	0.033***	0.010
	(0.97)	(-0.04)	(1.06)	(4. 22)	(1.31)

inp	0.009	-0 . 153*	-0.138	0.052	0.085
	(0.07)	(-1.76)	(-1.56)	(0.78)	(1.28)
top10	0. 181***	0. 032***	0. 021*	0. 161***	0. 144***
	(12. 28)	(2.74)	(1.77)	(22. 95)	(20. 80)
audit	0. 129**	0. 055***	0.060***	0.115***	0. 124***
	(2.49)	(3. 02)	(3. 29)	(4.90)	(5. 20)
invrec	0. 118**	-0.003	-0.024	0.018	-0.035
	(2. 14)	(-0.07)	(-0.46)	(0.69)	(-1.37)
div	0. 097***	0. 102***	0. 074***	0.095***	0. 137***
	(2.93)	(3.61)	(2.65)	(5. 55)	(8. 16)
year	控制	控制	控制	控制	控制
ind	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	4. 854***	5. 783***	5. 904***	5. 283***	4. 528***
	(23. 03)	(12.66)	(12. 69)	(53. 18)	(46. 53)
N	3573	13399	13399	13399	13399
adj. R ²	0. 598	0. 637	0.653	0.602	0.650

(四)作用机制检验

依前文分析,一方面,超额商誉可能增加企业经营风险进而增加审计风险,为弥补审计风险,审计收费会上升^[8,10];另一方面,财务报表中商誉计价本身就具有高度不确定性^[30],审计师为应对商誉本身的计价不确定性以及导致的经营风险会增加审计投入,从而增加审计收费。综上所述,本文认为经营风险和审计投入可能是超额商誉影响审计收费的中介变量,为检验中介效应,借鉴温忠麟和叶宝娟的设计^[40],构建中介效应模型(4)(7)和(8)。

$$lnfee_{1_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 g w_{1_{i,t}} + \beta_2 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(4)$$

$$risk (ait)_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 g w_{1_{i,t}} + \alpha_2 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(7)$$

$$lnfee_{1_{i,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 g w_{1_{i,t}} + \gamma_2 risk (ait)_{i,t} + \gamma_2 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(8)$$

risk 是企业经营风险, ait 是审计投入, 其余变量与上文一致。模型(7)中, 主要关注 α_1 , 预期 α_1 显著>0, 即超额商誉会增加企业的经营风险(risk)和审计投入(ait):模型(8)中 γ_2 为主要检验系数, 预期 γ_2 >0, 即经营风险和审计投入是超额商誉影响审计

策略的中介变量。

借鉴现有研究,以审计投入(ait)作为中介变量来检验超额商誉影响审计收费的路径,审计投入的衡量方法为年末到审计结束日间隔的天数,再取自然对数值 [36],同样按照模型 (6) (7) (8) 回归,表 5 第 (7) 列显示,超额商誉 (gw_1) 会显著增加审计投入 (ait);第 (8) 列 gw_1 和 ait 的系数也都在 1%的水平上显著正相关,表明超额商誉 (gw_1) 通过增加审计投入 (ait) 从而推高审计收费 (lnfee_1)。

六、结论与启示

本文分析了超额商誉对审计收费的影响,以及高管激励的调节作用。主要结论如下: (1) 超额商誉会增加审计收费,在民营企业中,该效应更显著; (2) 高管激励对超额商誉与审计收费之间的关系具有调节效应,但激励方式不同,调节效应也存在差异,即股权激励会抑制超额商誉对审计收费的助推作用,但薪酬激励却会加剧二者的正向影响关系; (3) 作用机制检验表明经营风险与审计投入是超额商誉增加审计收费的中介变量。

表 5 经验风险和审计投入的中介效应

	(4) lnfee_1	(5)risk	(6) lnfee_1	(7) ait	(8) lnfee_1
gw_1	0.132***	0. 032***	0. 125***	0. 156***	0. 117***
	(3. 12)	(4.86)	(2.96)	(6. 33)	(2.79)
risk			0.215***		
			(2.83)		
ait					0.094***
					(6.60)
size	0. 369***	-0.006***	0. 371***	0. 008***	0. 369***
	(69. 93)	(-12.54)	(69.70)	(3. 43)	(69. 69)
age	-0. 004***	-0.000	-0.004***	0.000	-0.004***
	(-4. 95)	(-0.21)	(-4.95)	(0.33)	(-4. 98)
1ev	0.021	0. 026***	0.015	0.003	0.021
	(0.91)	(8. 94)	(0.67)	(0.20)	(0.90)
grow	0.065***	-0.003***	0.066***	-0. 029***	0.068***

	(7. 52)	(-2.90)	(7.61)	(-4. 37)	(7.85)
car	0.119***	-0.010***	0. 121***	-0. 021***	0. 121***
	(11. 28)	(-7.88)	(11. 44)	(-2.66)	(11.50)
shrcr	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000**	-0. 001***
	(-3. 26)	(-3.99)	(-3. 17)	(-2.30)	(-3. 14)
dual	0.034***	-0.001	0.034***	0.015***	0. 032***
	(4. 29)	(-0.70)	(4. 31)	(2.99)	(4. 12)
inp	0.059	0. 030***	0.052	0.001	0.059
	(0.88)	(3.81)	(0.78)	(0.03)	(0.88)
top10	0. 161***	0.002**	0.160***	-0.001	0.161***
	(22. 82)	(2. 39)	(22. 77)	(-0.14)	(22. 88)
audit	0.119***	0. 046***	0.109****	0. 133***	0.106***
	(5.05)	(10. 32)	(4.57)	(8.46)	(4.50)
invrec	0.014	-0.019***	0.018	0.067***	0.007
	(0.52)	(-6. 14)	(0.67)	(4.21)	(0.28)
div	0.102***	-0.001	0.102***	0. 036***	0.098***
	(5.95)	(-0.33)	(5. 96)	(3.73)	(5. 76)
year	控制	控制	控制	控制	控制
ind	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	5. 311***	0. 180***	5. 273***	4. 359***	4. 900***
	(47. 84)	(15. 72)	(46. 99)	(81.00)	(39. 09)
N	13399	13399	13399	13399	13399
adj. R²	0.600	0.124	0.600	0.064	0.601

本文的政策启示在于: (1)因估值过高而产生的超额商誉会增加经营风险、损害企业价值,企业应采取措施控制商誉规模,比如设置股权激励计划、提高企业内部控制质量等,以缓解超额商誉对审计收费的助推作用,降低企业经营成本; (2)超额商誉会推高审计收费,表明审计师通过风险与投入溢价提示超额商誉潜藏经营风险,这是有效的外部治理手段,但前提是规范审计定价机制,使审计收费真正发挥认证功能与信号功能,让投资者正确评价企业并购中形成的商誉对企业未来价值的影响; (3)上市公司监管部门要密切关注并购中形成的商誉,虽然审计师能发挥一定的作用,但仍存在局限性,而监管部门权威性高,能更好引导投资者偏好,因此,监管层应进一步规范商誉及其减值的确认与披露,并提示商誉风险。

研究不足: (1)恰当计量超额商誉较为困难,本文仅从行业层面予以衡量,没有利用基于企业自身特征测度超额商誉的残差模型,这会产生计量偏差;(2)受数据限制,研究中没有考虑支付方式、并购宣告日股价以及标的企业所处行业、成长阶段与业绩及其他特征。

参考文献:

- [1] 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.
- [2]张新民, 卿琛, 杨道广. 内部控制与商誉泡沫的抑制——来自我国上市公司的经验证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2018 (3):55-65.
- [3] 张新民, 祝继高. 经营资产结构影响高商誉企业的市场价值吗——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 南开管理评论, 2019, 22(2):114-127.
- [4]魏志华,朱彩云. 超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释[J]. 中国工业经济, 2019(11): 174-192.
- [5] 黄蔚, 汤湘希. 合并商誉对企业绩效的影响——基于盈余管理和融资约束中介效应的分析[J]. 山西财经大学学报, 2019(12):93-106.
 - [6] 王杏芬, 胡艳梅. 连续并购商誉减值风险研究——以天神娱乐为例[J]. 财会通讯, 2019(35): 43-48.
 - [7]褚剑,秦璇,方军雄. 经济政策不确定性与审计决策——基于审计收费的证据[J]. 会计研究, 2018 (12):85-91.
 - [8]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.
- [9]邢立全,陈汉文.产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J].审计研究,2013(3):50-58.
 - [10] 叶建芳, 何开刚, 杨庆, 等. 不可核实的商誉减值测试估计与审计费用[J]. 审计研究, 2016(1):76-84.
 - [11]李百兴, 王博, 卿小权. 内部控制质量、股权激励与审计收费[J]. 审计研究, 2019(1):91-99.
 - [12] 葛家澍. 当前财务会计的几个问题——衍生金融工具、自创商誉和不确定性[J]. 会计研究, 1996(1):3-8.
 - [13] 周泽将, 胡刘芬, 马静, 等. 商誉与企业风险承担[J]. 会计研究, 2019(7):21-26.
- [14] 郑海英, 刘正阳, 冯卫东. 并购商誉能提升公司业绩吗?——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014(3):11-17, 95.
- [15]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. 财经研究, 2017, 43(9): 76-87.

- [16]邓鸣茂, 梅春. 高溢价并购的达摩克斯之剑: 商誉与股价崩盘风险[J]. 金融经济学研究, 2019(6): 56-69.
- [17]徐经长, 汪猛. 企业创新能够提高审计质量吗?[J]. 会计研究, 2017 (12):80-86, 97.
- [18] 傅超, 杨曾, 傅代国. "同伴效应"影响了企业的并购商誉吗——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J]. 中国软科学, 2015(11):94-108.
 - [19]李丹蒙, 叶建芳, 卢思绮, 等. 管理层过度自信、产权性质与并购商誉. 会计研究, 2018 (10): 50-57.
 - [20] 陈耿, 严彩红. 代理冲突、激励约束机制与并购商誉[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(2):65-76.
 - [21] 胡凡, 李科. 股价高估与商誉减值风险[J]. 财经研究, 2019, 45(6):71-85.
 - [22] 田新民, 陆亚晨. 中国上市公司商誉减值风险影响因素的实证研究[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(12):114-127.
- [23]朱鹏飞,张丹妮,周泽将.企业风险承担会导致审计溢价吗?——基于产权性质和费用粘性视角的拓展性分析[J].中南财经政法大学学报,2018(06):72-80,160.
- [24] Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence [J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 161-190.
 - [25] 申慧慧, 吴联生, 肖泽忠. 环境不确定性与审计意见:基于股权结构的考察[J]. 会计研究, 2010(12):57-64.
- [26] 郝玉贵, 赵宽宽, 郝铮. 公允价值计量、资产价值变动与审计收费——基于 2009—2012 年沪深上市公司的经验证据[J]. 南京审计学院学报, 2014, 11(1):97-106.
 - [27]段远刚, 陈波. 资产减值损失、审计收费与审计意见[J]. 审计研究, 2017(2):40-47.
 - [28]李莎, 林东杰, 王彦超. 公司战略变化与审计收费——基于年报文本相似度的经验证据[J]. 审计研究, 2019(6):105-112.
 - [29]廖义刚, 邓贤琨. 业绩预告偏离度、内部控制质量与审计收费[J]. 审计研究, 2017 (4):56-64.
 - [30] 孟彬, 宋传联. 审计风险、商誉金额与审计费用[J]. 财会通讯, 2019 (15): 36-42.
 - [31]张立民, 彭雯, 钟凯. 宏观经济与审计定价: 需求主导还是供给主导? [J]. 会计研究, 2018 (2): 76-82.
- [32]Bell T B, Landsman W R, Shackelford D A. Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence[J]. Journal of Accounting Researsh, 2001, 39(1):35-43.
 - [33]李越冬, 张冬, 刘伟伟. 内部控制重大缺陷、产权性质与审计定价[1]. 审计研究, 2014(2): 45-52.
- [34] Wang Q, Wong T J, Xia L. State ownership, the institutional environment and auditor choice: Evidence from China[J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 46(1):112-134.

- [35]陈小林、潘克勒、法律环境、政治关系与审计定价——来自中国证券市场的经验证据[J]. 财贸经济, 2007(S1):90-95.
- [36] 翟胜宝, 许浩然, 刘耀淞, 等. 控股股东股权质押与审计师风险应对[J]. 管理世界, 2017 (10):51-65.
- [37]王成方, 刘慧龙. 国有股权与公司 IPO 中的审计师选择行为及动机[J]. 会计研究, 2014(6):89-95, 97.
- [38] 张娟, 黄志忠. 高管报酬、机会主义盈余管理和审计费用——基于盈余管理异质性的视角[J]. 南开管理评论, 2014, 17(3): 74-83, 93.
- [39] 尹美群, 盛磊, 李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(1):109-117.
 - [40]王妹禧. 会计准则变革、高管激励与并购溢价[J]. 财会通讯, 2017(21):9-12.
- [41] 余海宗, 吴艳玲. 合约期内股权激励与内部控制有效性——基于股票期权和限制性股票的视角[J]. 审计研究, 2015(5):57-67.
 - [42] 郑辉. 高管激励对内部控制有效性研究[J]. 经贸实践, 2017(11):186.
 - [43] 苏冬蔚, 林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 经济研究, 2010, 45(11):88-100.
- [44] Healy P M. The effect of bonus schemes on accounting decisions[J]. Journal of Accounting & Economics, 1985(7): 85-107.
 - [45]王克敏, 王志超. 高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究[J]. 管理世界, 2007(7):111-119.
- [46] 张俊瑞, 余思佳, 程子健. 大股东股权质押会影响审计师决策吗?——基于审计费用与审计意见的证据[J]. 审计研究, 2017(3):65-73.
 - [47]许罡. 企业社会责任履行抑制商誉泡沫吗?[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(1):90-99.
 - [48] 杨兴全, 曾春华. 市场化进程、多元化经营与公司现金持有[J]. 管理科学, 2012(6):43-54.
 - [49] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.