

客户-审计师不匹配关系与企业商誉

王文姣, 谭云

(四川农业大学 管理学院, 四川 成都 611130)

[摘要]以2007—2018年我国A股上市公司为样本,探讨客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响及作用机制。研究发现:客户-审计师向上不匹配关系对并购商誉泡沫具有抑制效应,客户-审计师向下不匹配关系则加剧了企业商誉泡沫。随着内外部治理环境的改善,客户-审计师不匹配关系对企业并购商誉的影响有所削弱。上述结论在使用替代指标、剔除干扰样本、考虑内生性问题后依然成立。此外,进一步研究发现,客户-审计师向上不匹配关系能显著降低企业商誉减值;但客户-审计师向下不匹配关系对商誉减值影响不显著。

[关键词]客户与审计师不匹配关系;企业商誉;商誉减值;会计稳健性;市场化程度

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)03-0022-12

一、引言

并购作为企业扩大规模、增强市场竞争力的手段之一,在市场经济日渐繁荣的背景下愈发增多。2014年9月12日证监会颁布的《2013年上市公司年报会计监管报告》指出了目前企业并购中所存在的问题:“部分上市公司在非同一控制下企业合并中确认了大额商誉,商誉占合并对价的比例高达80%甚至90%以上。”管理层在机会主义动机驱动下高估企业资产,确认巨额商誉且商誉减值不充分的现状^[1],使商誉成为我国市场经济运行的一颗“地雷”。2019年年初,我国股票市场发生大规模商誉“爆雷”事件,珈伟新能(300317)、宏达股份(600331)、联建光电(300269)等近百家公司计提大额商誉减值,形成负利润;其中最具代表性的天神娱乐(002354)在2019年2月27日发布的公告中称由于计提商誉减值准备近64亿元,导致2019年预计净利润亏损达79亿元^①。2019年上半年,A股公司商誉总额已达到1.37万亿元,占A股公司中期净利润总额的68.84%,较2017年的52.29%与2018年的59.67%呈增加趋势,倘若将商誉全部计提减值,目前A股上市公司商誉总额可以吞噬掉A股上市公司近七成利润^②。2018年11月,亚洲-大洋洲会计准则制定机构组(AOSSG)就商誉确认及其减值进行了讨论并形成统一意见,商誉严监管时代已来临,可以预计未来我国经济市场由于巨额商誉所带来的问题与风险将会变得更加严峻。因此,如何规避商誉风险已经成为学界和实务界亟待解决的问题。

关于企业商誉的影响因素研究既有宏观层面如会计准则、监管政策等^[2-3],也有聚焦于企业微观层面如行业、企业管理层、并购支付方式、并购估值和定价等^[4-7],鲜有文献从审计师角度探讨其对企业商誉的影响。在资本市场中,注册会计师向客户提供审计服务对会计信息进行评价,以缓解公司与利益相关者之间的信息不对称程度,为投资者提供决策依据。在财务报表审计中,审计师的监督作用让管理层基于机会主义动机确认巨额商誉的行为受到约束,同时审计师有责任对公司商誉资产进行审计,保证公司商誉的充分减值,以降低企业在不稳定经济环境中所面临的经营风险。但是近年来,注册会计师与企业管理层合谋的丑闻时有发生,万福生科案、绿大地财务舞弊案、紫光古汉欺诈上市案等扰乱了资本市场的秩序,严重打击了投资者信心。为了充分发挥审计师的监督作用,避免注册会计师与企业管理层合谋舞弊事件频繁上演,重新审视客户与审计师之间的聘用关

[收稿日期]2019-11-04

[基金项目]成都市哲学社会科学规划项目(2019L13)

[作者简介]王文姣(1990—),女,四川乐山人,四川农业大学管理学院讲师,从事资本市场财务与审计研究;谭云(1997—),男,重庆石柱人,四川农业大学管理学院硕士研究生,从事资本市场财务与会计研究,E-mail:sicautanyun@163.com。

^①数据来源:2019年《大连天神娱乐股份有限公司关于计提资产减值准备及确认预计负债的公告》。

^②数据来源:同花顺(IFIND)数据库。

系显得十分重要。越来越多的学者关注到客户-审计师匹配关系研究,但相关文献多集中于审计质量、审计师变更及审计费用等^[8-10],对于企业层面的研究较少。

鉴于上述分析,本文以2007—2018年沪深两市A股上市公司为研究样本,基于审计服务供求双方博弈的视角,探讨客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响,并基于内外部治理视角,从会计稳健性以及市场化程度验证了客户-审计师不匹配关系影响企业商誉的作用机理。此外,考虑到商誉减值在一定程度上取决于商誉资产的确认,本文进一步从商誉减值的角度验证客户-审计师不匹配关系的影响。

本文的贡献主要体现在如下三个方面:第一,本文基于中国审计市场特殊性,以审计师独立性与专业胜任能力为切入点,从企业并购商誉的视角丰富了客户与审计师不匹配关系的经济后果相关研究;第二,已有文献多从公司或者审计师单一视角出发,探讨其对商誉的影响,但会计师事务所的选聘往往受到客户公司审计需求的影响,考虑到两者之间的博弈关系,本文以客户与审计师不匹配关系为研究出发点,为商誉影响因素研究提供了新的视角;第三,本文从公司内外部治理角度探讨了客户与审计师不匹配关系影响商誉的作用机理,验证了“客户与审计师不匹配关系-审计师监督强化(弱化)-管理层机会主义行为弱化(强化)-商誉资产减少(增加)”的逻辑框架并基于商誉减值进行进一步分析,有助于深入认识理解客户与审计师聘用关系背后的逻辑。

二、文献回顾

商誉资产在初始确认过程中因其交易复杂性以及信息透明程度低,往往易于公司管理层对其进行操纵^[11]。在商誉资产的后续计量中,由于商誉减值需要基于公允价值来计算,而活跃交易的市场价格难以获取,因此商誉减值仍为公司管理层机会主义行为提供了空间^[12],目前仅有26%的企业进行了商誉减值^[13]。随着我国市场并购活动愈发增多,上市公司商誉账面余额逐年上升^[14],巨额商誉以及商誉减值的不充分造成上市公司经营风险剧增并扰乱了资本市场的健康发展。目前关于商誉的研究主要集中于影响因素和经济后果两个方面,且以经济后果研究为主。在商誉经济后果研究方面,郑海英等研究发现较高的商誉虽然能够在合并当期给公司带来较高的业绩,但是在市场集中度不高的行业,较高的商誉则会显著降低企业后续营业能力,这是因为合并商誉对企业的影响具有滞后性^[15]。王文姣等发现高商誉往往意味着企业股价崩盘的可能性越高^[16]。在商誉的影响因素方面,傅超等发现创业板上市公司商誉的形成存在对该行业领先者模仿的痕迹,即上市公司商誉形成存在“同伴效应”^[4]。李丹蒙等发现管理层过度自信对企业商誉形成产生显著正向影响^[5]。李璐和姚海鑫指出在信息不对称程度较高的情况下,并购双方共享审计能够显著降低新增并购商誉金额,抑制并购商誉泡沫^[17]。但是,鲜有文献聚焦于客户-审计师聘用关系,探讨其对企业商誉的影响。

目前对于客户与审计师聘用关系的经济后果研究大多集中于审计质量、审计师变更、审计费用等方面^[8-10]。裴红梅和杜兴强发现客户与审计师的地理邻近性有利于审计师实施更多的审计程序,从而提高企业审计质量^[18]。许浩然等认为审计师与客户之间存在长期关系将会损害审计师在对客户公司进行审计工作时的独立性,从而削弱了审计质量^[19]。有学者基于客户-审计师匹配关系角度进行了研究。当上市公司面临财务风险时,会产生盈余管理的需求^[20],管理层在盈余管理动机驱动下选择质量较低的会计师事务所,以换取会计师事务所对管理层盈余管理行为的较高容忍度,进而损害审计质量^[21]。我国学者验证了上述观点,如董沛武等对我国上市公司客户与审计师不匹配关系进行研究,发现客户与审计师不匹配关系对审计收费与审计质量都存在显著影响^[8]。除此之外,当客户与审计师存在不匹配关系时,企业发生财务重述的可能性将会增加,未来发生审计师变更的可能性越大^[9]。蒋尧明和张雷云发现客户与审计师之间的兼容性能够帮助会计师事务所获得审计收费溢价,同时提升企业审计质量,但这一结论仅适用于本土十大,非十大所的影响关系不显著^[10]。

通过梳理已有文献,本文发现商誉问题一直以来都是诸多学者的研究热点,相关问题也已逐步形成系统的研究框架,其主要集中于商誉的形成、商誉的经济后果及商誉的减值问题。尽管商誉是学者们研究的热点问题之一,但有关商誉形成的影响因素文献较少,且已有文献大多从并购双方出发,如并购方企业特征、高管特征、所处行业特征等方面进行探索,鲜有文献研究关注审计师对企业商誉的影响。考虑到审计师监督效果是由客户需求和会计师事务所供给共同决定的^[22],审计质量是审计师与客户之间相互博弈权衡的结果,故本文从客户-审计师不匹配关系视角出发,研究其对企业商誉的影响。

三、理论分析与研究假设

(一) 客户-审计师不匹配关系与企业商誉

客户与审计师匹配关系指的是在给定客户和审计师一定约束的情况下,审计师能够满足客户特定偏好及效用的能力^[23],若审计师能够在此种约束下满足客户的偏好与要求,则此时客户与审计师关系是匹配的。但在实务中,客户与审计师因双方需求变化往往还存在着不匹配关系。随着市场竞争的加剧,为树立自身品牌竞争优势,会计师事务所会在不同发展阶段选择不同目标客户群以提高对客户的专业服务能力^[24]。这种调整可能是会计师事务所出于扩大自身竞争力的主动调整;也有可能属于会计师事务所的被动调整如客户审计需求、市场地位以及审计行业发生变化等情况。当会计师事务所被动选择目标客户群时,原有能够满足客户审计偏好及效用的能力不再适用于新客户,此时客户与审计师呈现出不匹配关系。

基于委托代理理论^[25],企业管理层出于自身利益最大化目的,在企业日常经营中往往通过机会主义行为侵蚀企业利益。并购作为企业的重要决策之一,便可能沦为企业经营者侵占公司利益的重要手段。并购商誉可以使企业资产在短时间内迅速增加,且商誉估值中涉及较多的主观职业判断,所依赖的私有信息难以被外部获取,因此商誉的确认存在一定操纵空间^[1],企业管理层往往愿意高估商誉。Ramanna指出,商誉确认及商誉减值是企业管理层操控利润、实施盈余管理行为的重要工具之一^[12],表现为盈余平滑或洗大澡行为^[26-27]。会计师事务所作为外部监督的重要力量,在一定程度上能够约束企业管理层高估商誉的机会主义行为。冉明东等发现审计师监督作用的发挥对于管理层迎合分析师预测的机会主义行为存在一定抑制作用^[28]。但是,审计师监督不仅受到审计师或客户某一方的影响,而是由客户与审计师双方所决定^[22],它是客户与审计师之间相互博弈的结果。本文认为,客户-审计师不匹配关系通过影响审计师专业胜任能力和独立性来影响审计师监督作用的发挥。

一方面,当会计师事务所提供审计服务的能力远远大于客户审计需求,如大型会计师事务所审计小型公司,大型会计师事务所在业务水平、审计资源、信息沟通等方面具有明显优势,有助于审计师准确评估客户公司特征、经营风险等;反之,当会计师事务所提供审计服务的能力不能满足客户审计需求,如小型会计师事务所审计大型公司,由于大型公司资产规模更大,业务复杂程度更高,小型会计师事务所出于审计成本收益的考虑很可能无法胜任相关客户的审计工作,故客户-审计师不匹配关系对审计师的专业胜任能力会产生影响。另一方面,当大型会计师事务所审计小型公司,出于维护行业声誉和地位的目的,对客户公司的机会主义行为采取低容忍态度,大型会计师事务所积极的监督效应作用明显^[29-30];反之,当小型会计师事务所审计大型公司,为了维护与大客户公司的关系,小型会计师事务所对客户公司的机会主义行为容忍程度更高,故客户-审计师不匹配关系对审计师的独立性会产生影响。

已有研究发现,审计师往往需要采取更为严格的审计策略,对管理层的机会主义行为容忍程度更低,才能够促进审计师充分发挥对会计信息的鉴证作用^[31]。审计师的专业胜任能力反映了审计师揭示问题的能力,因此管理层对商誉资产的高估所面临的成本受到客户-审计师不匹配关系对审计师专业胜任能力的影响。同理,审计师的独立性反映了审计师揭示问题的意愿,影响审计师对管理层机会主义行为的容忍程度,因此管理层对商誉资产高估的可操纵空间受到客户-审计师不匹配关系对审计师独立性的影响。综上所述,本文认为客户-审计师不匹配关系会通过影响审计师的专业胜任能力和独立性,从而对管理层机会主义行为,如高估资产价值、确认巨额商誉产生影响^[32]。因此,本文提出假设 H₁。

H₁:在其他条件不变的情况下,客户-审计师不匹配关系会影响企业商誉。

(二) 客户-审计师不匹配类型与企业商誉

大型会计师事务所与中小型会计师事务所的目标客户群存在显著差别^[21],会计师事务所在不同发展阶段对目标客户群进行调整时,由于存在会计师事务所主动调整与被动调整等情况,因此极易出现客户与审计师不匹配现象。在客户与审计师不匹配关系中,具体可分为向上不匹配与向下不匹配两种:(1)大型会计师事务所在调整目标客户群过程中承接了本应由中小型会计师事务所承接的客户,此时客户与审计师存在向上不匹配关系;(2)本应由大型会计师事务所承接的目标客户选择了中小型会计师事务所,此时客户与审计师存在向下不匹配关系。

当客户与审计师存在向上不匹配关系时,审计师的专业胜任能力更强,独立性更高,提供审计服务质量更好。其原因在于:大型会计师事务所相关审计经验更加丰富、审计师专业胜任能力更强,能够更好地满足客户特定偏好及效用,有助于审计师准确评估客户公司特征、经营风险、机会主义行为等。并且在激烈的市场竞争环境下,大型会计师事务所出于对行业声誉和地位的维护,对企业管理层机会主义行为往往采取较低容忍态度。因此,在客户-审计师存在向上不匹配关系的企业中,管理层在进行并购决策、对标的企业估值定价时,会受到审计师更有效的监督,管理层对商誉资产高估所承担成本更高,机会主义行为可操纵空间更小,企业巨额商誉形成的可能性更低。

反之,当客户与审计师存在向下不匹配关系时,中小型会计师事务所受到审计资源、相关审计经验以及执业水平等的限制,出于审计成本收益的考虑,面对大型客户公司大规模交易以及复杂业务等,可能无法完全胜任审计工作,审计师的专业胜任能力相对较弱。此外,我国审计市场属于买方市场,行业竞争十分激烈,客户公司在选聘会计师事务所时往往占据主导地位^[33]。在国际四大和国内会计师事务所都没有占据绝对市场优势的背景下,会计师事务所尤其是中小型会计师事务所迫于生存的压力,为了维护客户关系,他们对公司管理层机会主义行为的容忍程度更高,此时审计师话语权较弱,独立审计地位受到侵害。因此,当客户-审计师存在向下不匹配关系时,审计师揭示问题的能力与意愿均被削弱,审计质量降低。审计师对于企业管理层机会主义行为的容忍度更高,管理层对商誉资产高估所承担成本更低,从而增加企业巨额商誉形成的可能性。所以,本文提出假设 H_{2a} 、 H_{2b} 。

H_{2a} :在其他条件不变的情况下,客户-审计师向上不匹配关系抑制企业商誉泡沫;

H_{2b} :在其他条件不变的情况下,客户-审计师向下不匹配关系加剧企业商誉泡沫。

(三) 客户-审计师不匹配、会计稳健性与企业商誉

会计稳健性作为企业内部治理的有效手段之一,能够有效抑制企业管理层的机会主义行为,增加经营者报告坏消息的可能^[34]。李维安和陈钢验证了会计稳健性能够缓解企业高管与股东之间的代理冲突问题,当会计稳健性越高时,企业管理层机会主义行为所受到的约束越强,企业内部治理水平越高^[35]。唐清泉和韩宏稳通过对关联并购公司的价值研究也证实会计稳健性能够约束企业管理层通过关联并购谋取私人利益的机会主义行为,缓解由于信息不对称所引起的企业代理冲突^[36]。周晓苏等从内部控制视角出发,实证检验了会计稳健性能够有效抑制管理层的非效率投资行为,缓解企业代理冲突,提高企业内部治理水平^[37]。

因此,企业会计稳健性越高,有助于缓解企业代理冲突、约束管理层机会主义行为,提高企业内部治理水平。由于会计稳健性较高的企业出现财务和经营风险的可能性较低,当客户与审计师存在向上不匹配关系时,审计师的外部监督作用在一定程度上被会计稳健性内部治理作用所替代,审计师对管理层机会主义行为的约束效应被削弱。当客户与审计师存在向下不匹配关系时,审计师的监督作用得不到有效发挥,会计稳健性较高的企业,其较好的内部治理水平能在一定程度上弥补监督弱化的不足,对企业管理层机会主义行为起到一定的约束作用。因此企业会计稳健性越高,客户与审计师向下不匹配关系对企业商誉的正向影响有所削弱。综上所述,本文提出假设 H_3 。

H_3 :相较于会计稳健性较低的企业而言,在会计稳健性较高的企业中客户-审计师不匹配关系对商誉的影响有所削弱。

(四) 客户-审计师不匹配、市场化程度与企业商誉

地区市场化程度综合反映某个地区的行业监管、法律监管、政府对企业经济行为干预程度、经济发展水平等^[38]。已有研究表明,地区市场化程度越高,该地区公司的外部治理水平越高^[39],企业管理层机会主义行为所承担的成本越高,受到的约束越明显。刘永泽等发现市场化程度对于企业盈余管理具有负向影响^[40]。马海涛等发现在市场化程度较高的地区中,资产评估机构良好的声誉对企业并购成交价与评估值的抑制效应越明显^[41]。潘旭颖和陈海声也发现较高的市场化水平能够显著降低技术并购溢价^[42]。

企业所处地区市场化程度越高时,管理层权力受到的约束越大,企业管理层机会主义行为越不容易发生^[43]。外部环境对企业治理作用较强,客户与审计师向上不匹配关系的积极监督作用在一定程度上被市场治理取代,因此客户-审计师向上不匹配关系对于企业商誉泡沫的抑制作用被弱化。在客户与审计师存在向下不

匹配关系时,审计师对管理层机会主义行为的约束有限,但市场化程度较高的地区能够增加管理层机会主义行为成本,约束管理层机会主义行为,在一定程度上弥补了审计师监督低效或无效的不足。因此企业所处地区的市场化程度越高,客户-审计师向下不匹配关系加剧企业商誉泡沫的效应越有所削弱。综上所述,本文提出如下假设 H₄。

H₄:相较于地区市场化程度较低的企业,在地区市场化程度较高的企业中客户-审计师不匹配关系对商誉的影响有所削弱。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

由于2007年新企业会计准则的出台,改变了商誉计量方式,因此本文选择2007—2018年A股上市公司为研究样本。在此基础上,本文对样本进行如下处理:(1)为避免银行、保险等特殊行业的影响,对金融业数据进行剔除;(2)剔除ST、PT类上市公司;(3)剔除部分数据缺失严重的公司。同时,为避免极端异常值对本文研究内容的影响,对所有连续型变量在1%和99%水平上进行Winsorize缩尾处理。最后本文获得2883家企业19404个数据。本文数据来源于CSMAR、WIND、IFIND数据库,通过数据处理软件Stata15.0进行数据处理与实证分析。

(二) 模型设计与变量定义

1. 客户-审计师不匹配关系的度量

企业目前的经营状况以及财务活动是决定企业现在及未来潜在审计需求的决定因素^[20],因此本文借鉴Shu^[20]、董沛武等^[8]所确定的相关指标及模型,选取能够表征企业经营状况以及财务活动的相关指标,构建如下Logistic回归模型。

$$Big10_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{i,t} + \alpha_2 CR_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 ATURN_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

随着我国大型会计师事务所的迅速崛起,国内其他大型会计师事务所和国际“四大”会计师事务所审计质量并无显著差异^[44-45]。本文参考董沛武等研究^[8],以可操纵性应计利润(DA)作为衡量审计质量的指标,对样本期间内选择国内“六大”和国际“四大”会计师事务所的上市公司审计质量进行组间均值差异t检验,检验结果如表1所示。结果表明,国内“六大”会计师事务所和国际“四大”会计师事务所之间审计质量并无明显差异。

本文选择“国内十大(包含国际四大)”作为大型会计师事务所的衡量标准。在模型(1)中,被解释变量Big10表示企业选择的会计师事务所是否是十大,属于国内十大会计师事务所Big10取值为1,否则为0;Size表示该企业资产规模;CR表示流动比率;Lev表示资产负债率;ROA表示总资产报酬率;ATURN表示总资产周转率。本文通过将样本数据代入模型(1)进行估计,得到因变量Big10的拟合值,该值即为该企业选择大型会计师事务所的估计概率(记作Probbig10)。

最佳临界概率使一类和二类错误的总和最小,如果企业的估计概率即Probbig10在最佳临界值之上,则认为该企业是潜在的国内十大会计师事务所客户;反之则是潜在在国内非十大会计师事务所客户。每个企业的预期选择与实际选择相比较即可以得到客户与审计师不匹配变量,其中Mismatch表示客户与审计师存在不匹配关系,具体定义为当客户与审计师关系不匹配时取值为1,否则为0;Misup表示客户与审计师存在向上不匹配关系,具体定义为当潜在的非十大会计师事务所客户选择十大会计师事务所时取值为1,否则为0;Misdown表示客户与审计师存在向下不匹配关系,具体定义为当潜在的十大客户选择非十大会计师事务所时取值为1,否则为0。具体赋值规则如表2所示。

表1 国内“六大”和国际“四大”审计质量t检验

Var	会计师事务所		
	国内六大	国际四大	meandif.
	Mean	Mean	t-stat
DA	0.101	0.098	0.003
N	11450	1293	-

注:*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01统计水平上显著。

表2 客户与审计师不匹配变量取值

Big10	Probbig10	Mismatch	Misdown	Misup
1	≤临界概率	1	0	1
0	>临界概率	1	1	0
1	>临界概率	0	0	0
0	≤临界概率	0	0	0

2. 调节变量计算

(1) 会计稳健性

在会计稳健性的衡量模型上,目前应用较多的包括 Basu 模型以及 Khan and Watts 所构建的 C_Score 模型^[34,46],但 Basu 模型存在较大弊端,无法适用于股票回报率一直为正的上市公司,因此本文借鉴郑登津和闫天一、刘峻豪的方法^[47-48],选用基于 Basu 模型所发展而来的 C_Score 模型作为衡量会计稳健性的方法。其具体模型如下:

$$EPS_{i,t}/P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + R_{i,t} (\gamma_0 + \gamma_1 Size_{i,t} + \gamma_2 MB_{i,t} + \gamma_3 Lev_{i,t}) + D_{i,t} \times R_{i,t} (\lambda_0 + \lambda_1 Size_{i,t} + \lambda_2 MB_{i,t} + \lambda_3 Lev_{i,t}) + \eta_{i,t} \quad (2)$$

等式 EPS/P 为 i 企业第 t 年每股收益除以期初股价; D 为虚拟变量,当股票回报率小于 0 时为 1,否则为 0; R 为第 t 年的年度股票回报率; $Size$ 表示 i 企业在第 t 年末的资产规模; MB 表示 i 企业在 t 年末的市场价值与账面价值之比; Lev 表示 i 企业在 t 年末的资产负债率。对上述模型进行分年度回归,即可得到每个企业的会计稳健性衡量指标值 C_Score 。

(2) 地区市场化程度

对于外部环境的衡量,本文借鉴李延喜等、周晖和邓舒的做法^[49-50],采用王小鲁等所确定的中国市场化指数^[51],但由于该指数目前只更新到 2016 年,缺少 2017—2018 年数据,故本文参考李延喜等的思路^[49],考虑到外部环境的稳定性,尤其是各地区外部治理环境差异相对稳定,使用移动平均法补足 2017—2018 年数据。

3. 多元回归模型

在参考董沛武等模型的基础上^[8],本文建立模型(3)来检验假设 H_1 、 H_{2a} 、 H_{2b} ;为检验假设 H_3 和 H_4 ,本文在模型(3)的基础上对会计稳健性(C_Score)与市场化指数指标($Market$)分别进行分组回归来检验假设 H_3 和 H_4 ,分组规则为大于同年度同行业中位数的研究样本为高指标组,小于等于同年度同行业中位数的企业为低指标组。考虑个体效应存在,为增加研究结论的稳健性,本文采用面板 Tobit 模型进行回归。

$$GW_{i,t} = \vartheta_0 + \vartheta_1 Mismatch_{i,t} (Misup_{i,t} \& Misdown_{i,t}) + \vartheta_2 Size_{i,t} + \vartheta_3 Lev_{i,t} + \vartheta_4 ROA_{i,t} + \vartheta_5 Growth_{i,t} + \vartheta_6 MB_{i,t} + \vartheta_7 OWN_{i,t} + \vartheta_8 Dual_{i,t} + \vartheta_9 BoardSize_{i,t} + \vartheta_{10} Shrcr_{i,t} + \vartheta_{11} FirstShare_{i,t} + \vartheta_{12} Indpend_{i,t} + \vartheta_{13} MBOrate_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \mu_{i,t} \quad (3)$$

在模型(3)中,被解释变量为企业商誉除以企业总资产(GW)。解释变量分别为客户-审计师不匹配关系($Mismatch$),客户-审计师向上不匹配关系($Misup$)与客户-审计师向下不匹配关系($Misdown$)。此外,参照前人相关研究^[4,17],为控制其他因素的影响,本文还确定如下控制变量:企业规模($Size$)、资产负债率(Lev)、资产报酬率(ROA)、公司成长性($Growth$)、市账比(MB)、产权性质(OWN)、两职兼任($Dual$)、董事会规模($BoardSize$)、股权集中度($Shrcr$)、第一大股东持股比例($FirstShare$)、独董比例($Indpend$)、管理层持股比例($MBOrate$)、行业(IND)、年份($YEAR$)。具体变量定义表如表 3 所示。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计及分组 t 检验

本文主要变量描述性统计结果如表 4 所示。其中企业商誉(GW)、客户-审计师不匹配关系($Mismatch$)、客户-审计师向上不匹配关系($Misup$)、客户-审计师向下不匹配关系($Misdown$)的均值分别为 0.028、0.366、0.082、0.283。可以发现,企业商誉(GW)的中位数为 0,证明目前我国上市公司中存在商誉的企业较少,但商誉最多的企业已经占到总资产的 38.7%。在全样本的描述性统计中,客户-审计师不匹配关系($Mismatch$)情况占总样本的 36.6%,其中多数为向下不匹配关系($Misdown$),占比为 28.3%;向上不匹配关系($Misup$)较少,仅 8.2%。该结果表明在目前我国上市公司出现客户-审计师不匹配($Mismatch$)关系的现象中,大部分不匹配关系是向下不匹配关系($Misdown$),向上不匹配关系($Misup$)情况较少,这与董沛武等研究结果一致^[8]。出现这一现象的原因可能在于目前我国上市企业中委托代理问题严重,企业管理层为了攫取私人利益或者保护自己既得利益,从而选择与企业不匹配的会计师事务所。

表3 变量定义表

变量类型	变量名称	变量代码	变量说明
被解释变量	商誉规模	<i>GW</i>	商誉期末余额/总资产
解释变量	客户-审计师不匹配	<i>Mismatch</i>	当客户与审计师存在不匹配关系时为1,否则为0
	向上不匹配	<i>Misup</i>	潜在非“十大”客户选择“十大”会计师事务所时为1,否则为0
	向下不匹配	<i>Misdown</i>	潜在“十大”客户选择非“十大”会计师事务所时为1,否则为0
调节变量	会计稳健性	<i>C_Score</i>	使用Khan and Watts所确定的模型计算 ^[46] ,当企业会计稳健性高于年度行业中位数时取值为1,否则为0
	市场化程度	<i>Market</i>	使用樊纲、王小鲁历年的中国市场化指数度量,当企业市场化程度高于年度行业中位数时取值为1,否则为0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业期末总资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	总资产报酬率	<i>ROA</i>	净利润/总资产期末余额
	公司成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长额/营业收入上期期末余额
	市账比	<i>MB</i>	企业市场价值/企业账面价值
	产权性质	<i>OWN</i>	根据实际控制人性质判断,国有企业取值为1,否则为0
	两职兼任	<i>Dual</i>	虚拟变量,若董事长与总经理为同一人则为1,否则为0
	董事会规模	<i>BoardSize</i>	董事会人数的自然对数
	股权集中度	<i>Shrcr</i>	第一至第十大股东持股比例之和
	第一大股东持股比例	<i>FisrtShare</i>	第一大股东持股数量/企业总股数
	独立董事比例	<i>Indpend</i>	独立董事人数/董事会总人数
	管理层持股比例	<i>MBOrate</i>	企业管理层持股总数/企业总股数
	行业	<i>IND</i>	按照证监会颁布的2012年《行业分类指引》进行分类
	年份	<i>YEAR</i>	按照年份设置哑变量

本文进一步对不同组内的相关变量的均值差异进行了检验,具体结果如表5所示。从表5可以发现:企业商誉在 *Mismatch*、*Misup*、*Misdown* 三个组别中均存在显著差异。其中 *Mismatch* 组的均值统计及 *t* 检验结果表明当企业存在客户-审计师不匹配关系 (*Mismatch* = 1) 时,其公司商誉资产规模更高,这一结果在一定程度上验证了本文假设 H_1 ; *Misup* 组的均值统计及 *t* 检验结果表明,客户-审计师存在向上不匹配关系 (*Misup* = 1) 的企业商誉资产规模更低,该结果在一定程度上验证了本文假设 H_{2a} ; *Misdown* 的均值统计及 *t* 检验结果表明,客户-审计师存在向下不匹配关系 (*Misdown* = 1) 的企业商誉资产规模更高,为本文假设 H_{2b} 提供了一定的证据支持。

本文通过 VIF 检验结果显示回归模型变量的方差膨胀因子数值远远小于 10,表明各个变量之间不存在多重共线性问题。

(二) 回归结果分析

1. 客户-审计师不匹配关系与企业商誉

表6列示了客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响,其中表6(1)列是客户-审计师不匹配关系与企业商誉的回归结果,(2)列和(3)列分别是客户-审计师向上不匹配关系与向下不匹配关系对企业商誉的影响。

表4 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>GW</i>	19404	0.028	0.070	0.000	0.000	0.387
<i>Mismatch</i>	19404	0.366	0.482	0.000	0.000	1.000
<i>Misup</i>	19404	0.082	0.275	0.000	0.000	1.000
<i>Misdown</i>	19404	0.283	0.451	0.000	0.000	1.000
<i>C_Score</i>	19404	0.489	0.500	0.000	0.000	1.000
<i>Market</i>	19404	0.460	0.498	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	19404	22.055	1.257	21.884	19.632	25.979
<i>Lev</i>	19404	0.446	0.208	0.445	0.052	0.908
<i>ROA</i>	19404	0.038	0.055	0.036	-0.199	0.192
<i>Growth</i>	19404	0.201	0.447	0.126	-0.549	2.905
<i>MB</i>	19404	2.070	1.288	1.652	0.912	8.464
<i>OWN</i>	19404	0.420	0.494	0.000	0.000	1.000
<i>Dual</i>	19404	0.235	0.424	0.000	0.000	1.000
<i>BoardSize</i>	19404	2.156	0.198	2.197	1.609	2.708
<i>Shrcr</i>	19404	0.569	0.153	0.576	0.220	0.898
<i>FisrtShare</i>	19404	0.348	0.148	0.329	0.088	0.740
<i>Independ</i>	19404	0.371	0.052	0.333	0.300	0.571
<i>MBOrate</i>	19404	0.113	0.188	0.001	0.000	0.673

表5 分组 t 检验统计结果

Var	<i>Mismatch</i>			<i>Misup</i>			<i>Misdown</i>		
	不匹配	匹配	mean dif.	不匹配	匹配	mean dif.	不匹配	匹配	mean dif.
	Mean	Mean	t-stat	Mean	Mean	t-stat	Mean	Mean	t-stat
<i>GW</i>	0.033	0.025	0.008 ***	0.006	0.030	-0.024 ***	0.040	0.023	0.017 ***
<i>N</i>	7093	12311	-	1600	17804	-	5493	13911	-

注: *、**、*** 分别表示 0.1、0.05、0.01 统计水平上显著。t 检验采用双尾检验。

表6第(1)列的结果表明,在控制相关变量后,客户-审计师不匹配关系对企业商誉影响为正,系数为0.002,但在统计水平上不显著,这可能是由于客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响分为向上不匹配与向下不匹配两种截然相反的效应,在不区分具体方向时两种效应相互作用影响,造成客户-审计师不匹配关系对企业商誉影响不显著,本文假设H₁未得到验证。表6第(2)列的结果表明在区分具体不匹配方向时,客户-审计师向上不匹配关系会对企业商誉产生显著负向影响,假设H_{2a}得到验证。表6第(3)列的结果表明客户-审计师向下不匹配关系会加剧企业商誉泡沫,假设H_{2b}得到验证。

2. 客户-审计师不匹配关系、会计稳健性与企业商誉

由前文实证检验结果可知,客户-审计师不匹配关系(*Mismatch*)对企业商誉的影响包含了向上不匹配(*Misup*)与向下不匹配(*Misdown*)两种截然相反的效应,因此本文在检验假设H₃与假设H₄时主要从向上不匹配(*Misup*)与向下不匹配(*Misdown*)两个角度来探究其在不同内外部治理水平下对商誉的影响机制。

表7列示了会计稳健性对客户-审计师不匹配关系影响企业商誉的调节效应,其中(1)列、(3)列为在会计稳健性较高的企业中客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响,(2)列、(4)列为在会计稳健性较低的企业中客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响。如表7所示,从(1)列至(4)列可以看出在会计稳健性较高的企业中,客户-审计师向上不匹配(*Misup*)与向下不匹配关系(*Misdown*)的回归系数分别为0.001和0.002,在统计水平上不显著;而在会计稳健性较差的企业中,客户-审计师向上不匹配(*Misup*)与向下不匹配关系(*Misdown*)的系数分别为-0.013和0.006,且均在1%水平上显著。结果表明在会计稳健性较高的企业中,当客户-审计师存在向上不匹配关系时,企业良好的内部治理对审计师外部监督作用起到了一定的替代作用,客户-审计师向上不匹配关系对企业商誉抑制影响被削弱;当客户-审计师存在向下不匹配关系时,企业良好的内部治理弥补了审计师外部监督的缺位,客户-审计师向下不匹配关系加剧企业商誉泡沫的效应被削弱,本文假设H₃得到验证。

3. 客户-审计师不匹配关系、市场化程度与企业商誉

表8列示了市场化程度对于客户-审计师不匹配关系对企业商誉影响的调节效应,其中(1)列、(3)列为市场化程度较高的地区,客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响,(2)列、(4)列为市场化程度较低的地区,客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响。从表8(1)列和(2)列可以看出客户-审计师向上不匹配关系(*Misup*)与企业商誉的回归系数分别为-0.004、-0.006,其中市场化程度较高的回归中,*Misup*的回归系数不显著,而市场化程度较低一组在10%统计水平上显著,这表明在所处地区市场化程度较高的企业中,当出现客户-审计师向上不匹配关系时,市场积极的外部治理作用对审计师外部监督作用起到了一定的替代作用,客户-审计师向上不匹配关系对企业商誉的抑制效应被削弱;从表8(3)列和(4)列发现,客户-审计师向下不匹配关系(*Misdown*)的回归系数分别为0.006、0.007,参照连玉君和廖俊平的研究^[52],本文采用费舍尔组合检验客户-审计师向下不匹配关系(*Misdown*)在分组回归之后的组间系数差异,经检验两组系数在5%统计水平上存在显著差异,P值为0.026,表明在所处地区市场化程度较高的企业中,当出现客户-审计师向下不匹配关系时,市场的外部治理对审计师外部监督作用的缺失起到了弥补作用,客户-审计师向下不匹配关系对企业商誉的正向影响被削弱,本文假设H₄得到验证。

表6 客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响

	GW		
	(1)	(2)	(3)
<i>Mismatch</i>	0.002 (1.615)		
<i>Misup</i>		-0.006** (-2.117)	
<i>Misdown</i>			0.005*** (3.245)
<i>Size</i>	0.032*** (25.213)	0.032*** (25.029)	0.032*** (25.175)
<i>Lev</i>	-0.031*** (-5.757)	-0.031*** (-5.760)	-0.031*** (-5.777)
<i>ROA</i>	0.020 (1.381)	0.019 (1.359)	0.019 (1.364)
<i>Growth</i>	0.027*** (21.581)	0.027*** (21.636)	0.027*** (21.542)
<i>MB</i>	0.002** (2.398)	0.002** (2.393)	0.002** (2.401)
<i>OWN</i>	-0.048*** (-15.767)	-0.048*** (-15.749)	-0.048*** (-15.768)
<i>Dual</i>	-0.002 (-1.124)	-0.002 (-1.067)	-0.002 (-1.139)
<i>BoardSize</i>	-0.007 (-1.261)	-0.007 (-1.303)	-0.007 (-1.290)
<i>Shrcr</i>	0.042*** (5.585)	0.043*** (5.651)	0.043*** (5.623)
<i>FisrtShare</i>	-0.165*** (-18.620)	-0.165*** (-18.656)	-0.164*** (-18.557)
<i>Independ</i>	-0.018 (-1.078)	-0.019 (-1.137)	-0.018 (-1.096)
<i>MBORate</i>	0.005 (0.756)	0.005 (0.725)	0.005 (0.793)
<i>_cons</i>	-0.673*** (-21.982)	-0.668*** (-21.786)	-0.671*** (-21.928)
<i>Ind/Year</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	19404	19404	19404
<i>Wald Chi²</i>	7902.93	7900.57	7912.86

注:*、**、***分别表示0.1、0.05、0.01统计水平上显著。括号内为回归t值。

表7 客户-审计师不匹配关系、会计稳健性与企业商誉

	GW			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	会计稳健性高	会计稳健性低	会计稳健性高	会计稳健性低
Misup	0.001 (0.355)	-0.013 *** (-3.569)		
Misdown			0.002 (1.055)	0.006 *** (2.869)
Controls	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.503 *** (-12.151)	-0.593 *** (-13.224)	-0.501 *** (-12.130)	-0.601 *** (-13.400)
Ind/Year	YES	YES	YES	YES
N	9494	9910	9494	9910
Wald Chi ²	3432.88	3540.87	3434.42	3538.96

注：*、**、*** 分别表示 0.1、0.05、0.01 统计水平上显著。括号内为回归 t 值。

表8 客户-审计师不匹配关系、市场化程度与企业商誉

	GW			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	市场化程度高	市场化程度低	市场化程度高	市场化程度低
Misup	-0.004 (-1.170)	-0.006 * (-1.722)		
Misdown			0.006 ** (2.119)	0.170 *** (3.860)
Controls	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.675 *** (-14.800)	-0.680 *** (-14.937)	-0.575 *** (-14.720)	-0.578 *** (-14.850)
Ind/Year	YES	YES	YES	YES
N	8925	10479	8925	10479
Wald Chi ²	3513.28	4035.92	3517.52	4048.51

注：*、**、*** 分别表示 0.1、0.05、0.01 统计水平上显著。括号内为回归 t 值。

六、稳健性检验

为使本文研究结论更加可靠,本文进行如下稳健性检验^①。

(一) 内生性检验

1. 商誉滞后一期回归

本文在稳健性检验中将前文模型(3)中的被解释变量换成企业滞后一期的商誉除以总资产(*l_GW*)进行回归。研究结论与前文一致。

2. 倾向得分匹配(PSM)

为了解决自选择偏差问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法来排除内生性问题对本文研究可能存在的干扰。本文选用企业规模(*Size*)、资产报酬率(*ROA*)、资产负债率(*Lev*)、第一大股东持股比例(*FirstShare*)、公司成长性(*Growth*)等指标作为匹配特征变量,以企业商誉规模(*GW*)作为被解释变量,利用 1:1 匹配后的样本对模型(3)进行回归,结论与前文一致。

3. 基于审计师变更的检验

本文进一步基于审计师变更的样本,探讨不同的变更方向下(降级变更、升级变更以及同级变更)所导致的客户-审计师不匹配关系对企业商誉的影响。回归结果与前文研究结论一致。

(二) 样本区间与商誉指标替换

2013—2018 年间,已有本土大型会计师事务所在中注协发布的《会计师事务所综合评价前百家信息》中跻入前 4 名,国内大型会计师事务所已经逐渐呈现出与国际四大会计师事务所齐头并进的趋势。因此,本文重新选择 2013—2018 年作为样本区间,验证客户-审计师不匹配关系带来的影响。同时根据傅超等^[4]、李璐和姚海鑫^[17]的研究,本文采用企业超额商誉替换原有商誉计算指标,用以反映商誉高估问题。本文以企业超额商誉除以企业总资产(*GW_over1*)、企业超额商誉除以企业营业收入(*GW_over2*)替换模型(3)被解释变量进行回归,在控制其他变量的情况下,结论与前文一致。

(三) 客户-审计师不匹配关系的替代指标

尽管前文检验结果表明国内十大和国际四大之间审计质量并无明显差异,但国际四大作为高质量审计代表仍然具有标杆作用^[8,53]。因此,本文使用国际四大替换十大重新定义客户-审计师不匹配关系,结论与前文总体基本一致。

(四) 剔除瑞华会计师事务所特殊样本

考虑到瑞华会计师事务所引发的质疑,本文从国内“十大”排名中剔除瑞华会计师事务所并将 2007—2018 年中注协发布的《会计师事务所综合评价前百家信息》中每年排名第 11 名会计师事务所视为国内“十大”之一,

^①限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备索。

重新计算客户 - 审计师不匹配指标发现, 在剔除瑞华会计师事务所的情况下, 结论与前文一致。

七、进一步分析

根据《企业会计准则第 8 号——资产减值》的要求, 从 2007 年开始, 我国上市企业应当在每年年末对商誉资产实施减值测试, 如果商誉在未来带来的利益流入低于预期时, 按照准则要求对商誉计提减值准备, 因此商誉减值在一定程度上受到管理层对商誉资产确认的影响。根据李璐和姚海鑫的研究, 巨额商誉的确认受到抑制后, 企业后续商誉减值比例及概率会显著减少^[17]。本文已经证实客户 - 审计师不匹配关系对于企业商誉存在显著影响, 具体为客户 - 审计师向上不匹配关系会显著抑制企业巨额商誉的确认, 客户 - 审计师向下不匹配关系则对企业商誉存在显著正向影响。因此, 本文进一步探讨了客户 - 审计师不匹配关系与企业商誉减值的关系。为验证客户 - 审计师不匹配关系对企业商誉减值的影响, 本文构建如下模型:

$$GW_D_{i,t}(GW_ratio_{i,t}) = \varphi_0 + \varphi_1 Mismatch_{i,t}(Misup_{i,t} \& Misdown_{i,t}) + \sum \varphi_j Control_{i,j,t} + \sum IND + \sum YEAR + \omega_{i,t} \quad (4)$$

为检验客户 - 审计师不匹配关系对企业商誉减值概率的影响, 模型(4)中被解释变量商誉减值(GW_D)为企业是否发生商誉减值。当企业 t 年年末商誉期末余额减 t-1 年年末商誉期末余额的差额为负时认为该企业在该年度发生了商誉减值, GW_D 取值为 1, 否则 GW_D 为 0。同时, 为了检验客户 - 审计师不匹配关系对企业商誉减值比例的影响, 本文还采用商誉减值比例(GW_ratio)变量进行回归, 其度量方式为企业商誉减值绝对数除以上期商誉资产期末余额, 回归结果如表 9 所示。

从表 9 可知客户 - 审计师向上不匹配关系会显著降低企业商誉减值的可能性以及商誉减值比例, 在客户 - 审计师向上不匹配关系中审计师外部监督作用能够得到有效发挥, 企业巨额商誉确认受到抑制, 面临的商誉减值风险较小。而在客户 - 审计师向下不匹配关系中, 没有直接证据支持其对企业商誉减值具有显著的正向影响, 可能原因是当客户 - 审计师存在向下不匹配关系, 审计师的监督作用被弱化, 针对商誉后续计量中的减值, 审计师话语权依然较弱, 难以充分发挥监督治理作用。

表 9 客户 - 审计师不匹配关系对商誉减值的影响

	GW_ratio		GW_D	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Misup	-0.103 ** (-2.526)		-0.163 *** (-2.697)	
Misdown		0.022 (1.071)		0.028 (0.975)
Controls	YES	YES	YES	YES
_cons	-6.315 (-0.080)	-6.314 (-0.102)	-9.280 (-0.069)	-9.375 (-0.070)
Ind/Year	YES	YES	YES	YES
N	19404	19404	19372	19372
Wald Chi ² /Pseudo R ²	974.03	972.18	0.133	0.133

注: *、**、*** 分别表示 0.1、0.05、0.01 统计水平上显著。括号内为回归 t 值。

八、结论

本文基于审计服务供求双方博弈视角, 研究客户 - 审计师不匹配关系对企业商誉的影响, 并基于会计稳健性与市场化程度从内外部治理视角分析其影响机制。研究结果表明: 客户 - 审计师向上不匹配关系对企业商誉存在显著的抑制作用, 客户 - 审计师向下不匹配关系加剧了企业商誉泡沫; 在使用替代指标、剔除干扰样本、考虑内生性问题后上述结论依然成立。此外, 本文还发现企业会计稳健性与所处地区市场化程度对上述影响存在调节效应, 具体而言, 当企业会计稳健性与所处地区市场化程度较高时, 客户 - 审计师不匹配关系对于企业商誉影响被削弱。本文进一步分析客户 - 审计师不匹配关系对企业商誉减值的影响, 发现存在向上不匹配的审计师能够充分发挥外部监督作用, 抑制企业管理层确认巨额商誉泡沫的机会主义行为, 并降低后续企业商誉减值风险。

本文通过明晰客户与审计师不匹配关系对企业商誉的影响, 得出以下几个方面的启示: 首先, 本文在一定程度上有助于投资者识别客户公司选择会计师事务所所释放的信号, 为投资者防范巨额商誉上市公司可能带来的投资风险提供了直接可靠的经验证据。其次, 企业应通过聘请与自身相匹配的会计师事务所, 努力完善内部治理制度和提升内部治理水平以防止审计监督失效或低效可能给企业经营活动带来的风险。此外, 会计师事务所在“做大做强”政策指引下应审慎评估自身业务能力, 承接与自身相匹配的业务, 积极发挥审计师监督治理作用,

以促进我国审计市场长久可持续发展,提升我国会计师事务所影响力。对于监管部门而言,应积极关注客户与审计师不匹配聘任现象,并在“防风险”宏观调控背景下注重对“高估值、高商誉、高业绩”三高并购的监管。本研究丰富了企业商誉影响因素的相关文献,有助于投资者、监管层重新审视客户与审计师之间的聘用关系,进一步理解客户公司选聘会计师事务所背后的逻辑。

在参考已有研究基础上,本文使用企业规模等财务指标来预测客户公司选择大型会计师事务所的概率,但客户公司选择会计师事务所的影响因素较为复杂,其不仅受到企业经营状况的影响,还可能受到如企业高管特征、地理区位等外部环境因素的影响,致使本文在对解释变量度量上可能存在一定局限性。此外,尽管已证实客户-审计师不匹配关系会对企业商誉产生显著影响,但本研究主要是基于财务报表审计师的视角。在并购重组过程中,审计标的资产的审计师会更加直接地影响企业并购交易估价。因此,并购方企业与并购审计师之间不匹配关系可能也对并购商誉确认产生影响,限于篇幅,本文未作进一步讨论分析,这也是未来本文进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] 卢煜,曲晓辉. 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[J]. 山西财经大学学报,2016(7):87-99.
- [2] Hamberg M, Paananen M, Novak J. The adoption of IFRS 3: The effects of managerial discretion and stock market reactions[J]. European Accounting Review, 2011, 20(2): 263-288.
- [3] Detzen D, Zülch H. Executive compensation and goodwill recognition under IFRS: Evidence from European mergers[J]. Journal of International Accounting Auditing and Taxation, 2012, 21(2): 106-126.
- [4] 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.
- [5] 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[J]. 会计研究, 2018(10): 50-57.
- [6] 谢纪刚,张秋生. 股份支付、交易制度与商誉高估——基于中小板公司并购的数据分析[J]. 会计研究, 2013(12): 47-52.
- [7] 沈建林,俞伟英. 发行股份支付对价模式下并购重组形成的商誉问题探讨[J]. 中国注册会计师, 2017(12): 95-99.
- [8] 董沛武,程璐,乔凯. 客户关系是否影响审计收费与审计质量[J]. 管理世界, 2018(8): 143-153.
- [9] 酒莉莉,刘媛媛. 审计师-客户匹配度、审计师变更与审计费用[J]. 审计研究, 2018(2): 64-71.
- [10] 蒋尧明,张雷云. 审计师-客户兼容性是否影响审计收费与审计质量[J]. 当代财经, 2019(8): 117-127.
- [11] 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.
- [12] Ramanna K. The implications of unverifiable fair-value accounting: Evidence from the political economy of goodwill accounting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 45(2): 253-281.
- [13] Korošec B, Jerman M, Tominc P. The impairment test of goodwill: An empirical analysis of incentives for earnings management in Italian publicly traded companies[J]. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 2016, 29(1): 162-176.
- [14] 卿固,毛麒麟. 巨额合并商誉产生原因及应对策略[J]. 财会通讯, 2012(25): 63-65.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 李璐,姚海鑫. 共享审计能抑制并购商誉泡沫吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2019(5): 32-42.
- [18] 裴红梅,杜兴强. 审计师-公司地理邻近性、监管强度与审计质量[J]. 当代会计评论, 2015(2): 1-23.
- [19] 许浩然,魏汉泽,张敏. 审计师-客户长期关系、强制轮换与审计质量[J]. 财经论丛, 2017(3): 60-70.
- [20] Shu S Z. Auditor resignations: Clientele effects and legal liability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29(2): 173-205.
- [21] Bills K. The effect of significant changes in auditor clientele and auditor-client mismatches on audit quality[R]. SSRN Working Paper Series, 2012.
- [22] Defond M L, Zhang J. A review of archival auditing research[J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 58(2-3): 275-326.
- [23] Brown S V, Knechel W R. Auditor-client compatibility and audit firm selection[J]. Journal of Accounting Research, 2016, 54(3): 725-775.
- [24] Johnson W B, Lys T. The market for audit services: Evidence from voluntary auditor changes[J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 12(1): 281-308.
- [25] 周泽将,汪帅. 本地独立董事能否有效抑制国有企业高管在职消费[J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2020(1): 35-49.
- [26] Lapointe-Antunes P, Cormier D, Magnan M. Equity recognition of mandatory accounting changes: The case of transitional goodwill impairment losses[J]. Canadian Journal of Administrative Sciences, 2008, 25(1): 37-54.
- [27] Massoud M F, Raiborn C A. Accounting for goodwill: Are we better off? [J]. Review of Business, 2003, 24(2): 26-32.
- [28] 冉明东,王成龙,贺跃. 审计质量、会计准则变更与管理层迎合分析师预测[J]. 审计研究, 2016(5): 63-72.
- [29] 马勇,王满,马影,等. 非国有大股东影响国企审计师选择吗? [J]. 审计与经济研究, 2019(2): 19-30.
- [30] 周泽将,宋淑娟. 海归高管与审计师选择:代理成本的角色[J]. 审计与经济研究, 2019(3): 42-51.
- [31] 崔云,董延安. 管理层能力与股价崩盘风险——基于盈余管理中中介效应的检验[J]. 财经理论与实践, 2019(5): 47-54.

- [32] Kim J B, Zhang L. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1): 412-441.
- [33] Francis J R, Michas P N, Seavey S E. Does audit market concentration harm the quality of audited earnings? evidence from audit markets in 42 countries [J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 30(1): 325-355.
- [34] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 24(1): 215-241.
- [35] 李维安, 陈钢. 高管持股、会计稳健性与并购绩效——来自沪深A股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2015(4): 3-12.
- [36] 唐清泉, 韩宏稳. 关联并购与公司价值: 会计稳健性的治理作用[J]. 南开管理评论, 2018(3): 23-34.
- [37] 周晓苏, 陈沉, 吴锡皓. 会计稳健性、内部控制与投资效率——来自我国A股市场的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2015(11): 104-112.
- [38] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003(3): 9-18.
- [39] 江伟. 市场化程度、行业竞争与管理者薪酬增长[J]. 南开管理评论, 2011(5): 58-67.
- [40] 刘永泽, 张多蕾, 唐大鹏. 市场化程度、政治关联与盈余管理——基于深圳中小板民营上市公司的实证研究[J]. 审计与经济研究, 2013(2): 49-58.
- [41] 马海涛, 李小荣, 张帆. 资产评估机构声誉与公司并购重组定价[J]. 中国软科学, 2017(5): 101-118.
- [42] 潘旭颖, 陈海声. 投资者保护、市场化水平对技术并购溢价的影响[J]. 财会月刊, 2014(24): 7-12.
- [43] 谭庆美, 陈欣, 张娜, 等. 管理层权力、外部治理机制与过度投资[J]. 管理科学, 2015(4): 59-70.
- [44] 董普, 田高良, 严骞. 非审计服务与审计质量关系的实证研究[J]. 审计研究, 2007(5): 42-49.
- [45] 刘峰, 周福源. 国际四大意味着高审计质量吗——基于会计稳健性角度的检验[J]. 会计研究, 2007(3): 79-87.
- [46] Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2): 132-150.
- [47] 郑登津, 闫天一. 会计稳健性、审计质量和债务成本[J]. 审计研究, 2016(2): 74-81.
- [48] 刘峻豪. 机构投资者持股比例、会计稳健性与并购绩效[J]. 财会通讯, 2017(36): 18-23.
- [49] 李延喜, 曾伟强, 马壮, 等. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率[J]. 南开管理评论, 2015(1): 25-36.
- [50] 周晖, 邓舒. 高管薪酬与环境绩效——基于上市公司外部治理环境的视角[J]. 上海财经大学学报, 2017(5): 27-39.
- [51] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告[M]. 社会科学文献出版社, 2018.
- [52] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017(6): 97-109.
- [53] 颜恩点, 孙安其, 储溢泉, 等. 影子银行业务、会计师事务所选择和审计特征——基于上市非金融企业的实证研究[J]. 南开管理评论, 2018(5): 117-127.

[责任编辑:刘 茜]

Client-auditor Mismatching and Corporate Goodwill

WANG Wenjiao, TAN Yun

(School of Management, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, China)

Abstract: Focusing on Chinese A-stock companies between 2007 and 2018, this paper examines the impact of client-auditor mismatching on corporate goodwill and the underlying mechanisms. The empirical results show that the client-auditor upward mismatches produce a negative effect on corporate goodwill, while the client-auditor downward mismatches improve corporate goodwill. The above effects are weaker for firms with higher accounting conservatism and marketization degree, which supports the importance of internal governance and external monitoring. These results are robust to considering endogeneity issues, tests on alternative measures of key variables, and subsamples. We further find that client-auditor upward mismatches reduce the impairment of corporate goodwill, but client-auditor downward mismatches have no significant effect on goodwill impairment.

Key Words: client-auditor mismatching; corporate goodwill; goodwill impairment; accounting conservatism; marketization degree