

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.2017.09.007

公司股价崩盘风险影响审计费用吗?

褚剑, 方军雄

(复旦大学管理学院, 上海 200433)

摘要: 2008年全球金融危机和2015年我国股市的大幅波动凸显了股价崩盘风险的重大研究价值, 现有研究主要关注了股价崩盘风险的动因, 而忽视了对经济后果的直接检验。本文从审计费用角度研究股价崩盘风险的经济后果, 旨在探讨审计师在审计决策时是否以及如何使用客户股价崩盘风险这一信息。研究发现, 公司股价崩盘风险越高, 审计师收取的审计费用越高, 这表明审计师在做出审计决策时确实考虑了股价崩盘风险信息; 并且, 公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司为国企、未完成股权分置改革、审计师规模较大以及公司所处地区市场化程度较高时更显著。进一步研究发现, 公司股价崩盘风险越高, 审计师花费的审计时间越长, 这表明公司股价崩盘导致增加的审计费用包含了对审计努力的价格补偿。本文的研究结果表明, 股价崩盘存在明显的溢出效应, 会影响审计师的审计定价决策。这从审计师角度丰富了股价崩盘风险经济后果的相关研究。

关键词: 股价崩盘风险; 审计费用; 执业风险

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2017)09-0083-15

一、引言

股价崩盘风险^①, 又称为股价暴跌风险, 是指在无任何信息前兆的情况下, 个股价格突然大幅度下跌。股价崩盘严重损害了投资者的利益, 更为重要的是, 股价断崖式的下跌会动摇市场的信心, 进而影响到实体经济的健康发展。2008年全球金融危机和2015年我国股市的大幅波动进一步凸显了股价崩盘风险的重大研究价值。股价崩盘风险一直是金融学领域关注的热点话题, 尤其在金融危机的当下(Chen等, 2001; 许年行等, 2012)。现有文献主要考察了股价崩盘的决定因素(Jin和Myers, 2006; Hutton等, 2009)。研究表明, 管理层隐藏坏消息造成的公司信息不透明是导致股价崩盘的重要原因(Jin和Myers, 2006; Hutton等, 2009)。后续研究深入探讨了影响管理层隐藏坏消息的动机和能力的各种因素, 包括税收规避(Kim等, 2011b)、期权激励

收稿日期: 2016-11-18

基金项目: 国家自然科学基金项目(71372119, 71072003)

作者简介: 褚剑(1991—), 男, 复旦大学管理学院会计系博士研究生(通讯作者);

方军雄(1974—), 男, 复旦大学管理学院会计系教授, 博士生导师。

^①现有文献主要关注什么因素会加剧或缓解未来股价崩盘的发生, 故称为股价崩盘风险(stock price crash risk), 而本文关注股价崩盘会产生何种经济后果。为与现有文献保持一致, 本文采用“股价崩盘风险”的说法, 下文行文时也与“股价崩盘”交替使用。

(Kim等,2011a)、在职消费(Xu等,2014)、过度投资(江轩宇和许年行,2015)、大股东掏空(Boubaker等,2014)、机构投资者的监督与羊群行为(许年行等,2012;An和Zhang,2013)、卖空交易者的信息发现(Callen和Fang,2015)、分析师的乐观偏差与羊群行为(许年行等,2012;Xu等,2015)、审计师的行业专长(Robin和Zhang,2015)、媒体报道(罗进辉和杜兴强,2014)、税收征管(江轩宇,2013)等。但是,目前鲜有文献关注股价崩盘风险的经济后果。如果不清楚股价崩盘所带来的负面或者正面的结果,对股价崩盘风险决定因素的研究其政策价值将会大打折扣。因此,探讨股价崩盘风险的经济后果具有重要的理论价值和现实意义。

本文从资本市场重要中介——审计师的角度研究了股价崩盘风险的经济后果,客户股价崩盘风险是否会影响审计费用。股价崩盘是公司重大的显性的负面事件,它是管理层掩盖坏消息的机会主义行为的累积后果(Hutton等,2009;褚剑和方军雄,2016),可以作为注册会计师了解管理层过往机会主义行为的指示器。研究发现,发生股价崩盘事件的企业会计信息质量较低,财务报告透明度较差(Jin和Myers,2006;Hutton等,2009),股价崩盘会显著提升公司未来的融资成本(杨棉之等,2015),进而损害公司未来的持续经营能力。因此,我们预期公司股价崩盘风险会加剧审计师面临的审计风险和审计商业风险,从而影响审计师的审计收费决策。

基于此,我们选取2001—2014年的上市公司作为研究样本,研究公司股价崩盘风险是否会影响审计师收取的审计费用。研究发现,公司股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用越高,这表明审计师在做出审计决策时确实考虑股价崩盘风险信息;并且,公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司为国企、未完成股权分置改革、审计师规模较大以及公司所处地区市场化程度较高时更显著。进一步研究发现,公司股价崩盘风险越高,审计师花费的审计时间越长,这表明公司股价崩盘导致增加的审计费用包含了对审计努力的价格补偿。

本文的贡献主要体现在以下两方面:第一,股价崩盘风险是金融研究领域的热点话题,现有的研究主要着眼于考察股价崩盘风险的决策因素,而很少有文献涉及股价崩盘风险的经济后果(An等,2015),并且关于股价崩盘风险经济后果的研究也只关注股价崩盘风险对公司资本结构和资本成本的影响(邹萍,2013;An等,2015;熊家财,2015;杨棉之等,2015),而忽略了其对与公司相关的外部主体的影响。本文则从审计师的角度研究了股价崩盘风险的经济后果,研究结果表明公司股价崩盘会对包括公司以及与其相关的第三方——审计师的行为产生显著影响,即股价崩盘存在明显的溢出效应。第二,审计执业风险对审计行为的影响是审计领域的重要话题(DeFond和Zhang,2014),现有研究表明公司经营方面和信息方面的风险因素会通过影响审计师面临的执业风险进而影响审计收费,本文的研究结果对此进行了补充,股价崩盘作为极端事件会显著地提升作为相关外部主体的审计师面临的执业风险,其审计收费决策会相应调整。

二、文献回顾、理论分析与研究假设

随着企业经营环境和企业会计准则的日趋复杂,审计执业风险的变化会对审计市场产生什么影响日益成为监管当局、职业人士和学者的关注热点(DeFond和Zhang,2014;Krishnan等,2015)。审计执业风险首先源自审计客户自身的固有风险和控制风险(Simunic,1980),在法律诉讼、行政监管日益严峻的情况下,目前的研究越来越关注审计商业风险,这主要包括在审计失败之后可能爆发的诉讼风险、监管风险和声誉风险(DeFond等,2016)。

自Simunic(1980)关于审计费用的开创性工作之后,大量的文献从客户角度和审计师角度研究了审计费用的影响因素。其中,客户的经营风险和信

和审计商业风险,进而影响审计师的审计收费决策。客户的经营风险可能来自自身的财务风险(江伟和李斌,2007)、业绩风险(韩晓梅和周玮,2013)、法律风险(冯延超和梁莱歆,2010;张俊瑞等,2015),同行业的竞争风险(邢立全和陈汉文,2013),大客户的流失风险(王雄元等,2014;Krishnan等,2015),甚至金融危机(张天舒和黄俊,2013);而客户的信息风险则源于盈余管理(Gul等,2003;曹琼等,2013)、税收规避(Donohoe和Knechel,2014;谭青和鲍树琛,2015)、会计稳健性不足(朱松和陈关亨,2012;DeFond等,2016)、关联方交易(马建威和李伟,2013)及关系型交易(方红星和张勇,2016)等。

股价崩盘风险主要源于公司自身的经营风险和信 息风险(褚剑和方军雄,2016)。一旦公司发生股价崩盘,首先预示着公司的经营风险较高(Konchitchki等,2016)。Bleck和Liu(2007)认为,公司管理层从事净现值为负的投资项目时,如果投资者无法及时发现,可能会引发未来股价暴跌。面对客户经营的较大不确定性,审计师会通过配备更多的审计人员、花费更多的审计时间、执行更多的审计程序等措施将审计风险降低至适当水平,为此需要收取较高的审计费用。即使客户的经营风险过高而无法通过上述手段将审计风险降至适当水平,审计师也可以要求更多的审计收费以弥补客户带来的超额风险。

其次,公司发生股价崩盘也意味着其信息风险较高(Jin和Myers,2006)。由于两权分离引起的代理问题的存在,企业经理人具有相对信息优势(Jensen和Meckling,1976),而股价崩盘则是由释放信息的公司管理层与接收信息的投资者之间的信息极度不对称导致。发生个股崩盘事件的企业往往会会计信息质量较低,财务报告更加不透明(Jin和Myers,2006;Hutton等,2009),较高的股价崩盘风险传递了公司低盈余质量的信号。此外,管理层出于期权行权、职位晋升、企业帝国构建等动机倾向于隐藏经营亏损等坏消息,并运用多种手段向外界隐瞒其代理动机和利益侵占行为,导致公司股价被严重高估(Kothari等,2009)。管理者掩盖其机会主义行为的方式较多,盈余管理、税收规避、关联交易、非稳健性的会计政策等均可作为管理层获取私利及隐藏坏消息提供便利(Hutton等,2009;Kim等,2011b;李增泉等,2011;Kim和Zhang,2016)。由于上述行为具有极强的隐蔽性,即使公司经营面临重大问题,审计师也可能无法及时作出反应。但是,当公司管理层隐藏的坏消息累积到一个临界点时,股价崩盘随之发生,此时,股价崩盘的发生就可以作为管理层过往机会主义行为的指示器,进一步暗示企业可能存在的利润操纵、粉饰报表等行为,甚至是违反会计准则的财务舞弊现象,因而向审计师传递了潜在重大错报风险的信号。因此,当公司股价崩盘风险较高时,审计师面临的审计风险较大,为了应对审计风险的增加,审计师会收取较高的审计费用。

与此同时,公司股价崩盘所蕴含的经营风险和信 息风险也会加剧审计师面临的审计商业风险。客户经营风险的恶化会迫使其管理层从事盈余管理、税收规避等行为以避免公司陷入经营困境,但上述行为会进一步恶化公司的信息环境,加剧信息风险(褚剑和方军雄,2016)。由信息风险引发的股价暴跌预示着审计师未能及时发现公司较差的会计信息甚至管理层的代理行为,也会使得投资者蒙受巨额损失。此时,投资者往往会将审计师连同相应公司一并告上法庭。^①除了面临较高的诉讼风险,审计师也可能面临较高的声誉风险和监管风险。审计师对一家客户的审计失败,往往会影响投资者对其整体审计质量的信任,进而影响其他客户的业务承接。^②

^①2007年出台的《最高人民法院关于审理涉及会计师事务所审计业务活动中民事侵权赔偿案件的若干规定》规定:利害关系人以会计师事务所从事注册会计师法规定的审计业务活动中出具不实报告并致其遭受损失为由,向人民法院提起民事侵权赔偿诉讼的,人民法院应当依法受理。

^②2015年旺民长富造假案使得投资者对国内一流的中瑞岳华会计师事务所和国际四大会计师事务所之一安永华明会计师事务所的声誉和质量产生了质疑。<http://money.163.com/16/0130/03/BE11T1V300253B0H.html>。

同时,监管机构面临较大的投资者压力,也会对不称职的审计师进行严厉处罚。^①因此,当公司股价崩盘风险较高时,审计师面临的诉讼风险、声誉风险、监管风险等审计商业风险也随之上升。此时,审计师也会收取较高的审计费用以应对上述审计商业风险的增加。

综上所述,公司股价崩盘风险所蕴含的经营风险和信
息风险会加剧审计风险和审计商业风险,为了应对这些执业风险的增加,审计师会相应提高审计收费。因此,我们提出假设1。

假设1:公司股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用越高。

对于不同产权性质的企业,其股价崩盘风险对审计收费的影响可能存在差异。国有企业除了需要实现经营绩效,更是社会负担的重要承担者,这导致对国企管理层激励的扭曲,而且在所有者虚位的情况下,对管理层的监督往往不足甚至缺乏,这导致国企中的代理问题十分严重,政府监管层与国企管理层之间的信息不对称又加剧了这一问题。为了掩盖代理行为导致的公司经营负面状况,国企管理层有动机采取恶化公司信息环境的手段,这最终会引发股价崩盘(Jin和Myers, 2006; Hutton等, 2009; Kim等, 2011a, 2011b)。那么,当公司为国企性质时,其股价崩盘风险的幅度越大,审计师为了应对由此引发的更高执业风险而收取的审计费用会越高。因此,我们提出假设2.1。

假设2.1:公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司为国有企业时更显著。

相较于管理层与股东的利益冲突(即第一类代理问题),控股股东与中小股东的利益冲突(即第二类代理问题)在我国更为严重,控股股东往往通过关联交易、关联借贷等方式攫取公司利益,而自2005年开始的股权分置改革正是意在使控股股东与中小股东利益趋于一致,缓解上述控股股东的掏空行为(Jiang等, 2010; 李增泉等, 2011)。那么,当公司完成股权分置改革后,控股股东的掏空行为减弱,由此引发的股价崩盘风险得到缓解(Boubaker等, 2014),审计师收取的审计费用也会相应降低。因此,我们提出假设2.2。

假设2.2:公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司未完成股权分置改革时更显著。

根据“深口袋”理论,规模较大的审计师容易成为投资者集体诉讼、行政监管处罚的对象(DeFond和Zhang, 2014),一旦上市公司发生股价崩盘,相较于规模较小的审计师,规模较大的审计师面临的诉讼风险、声誉风险、监管风险会明显提高,为此其收取的审计费用也会相应提高。因此,我们提出假设2.3。

假设2.3:公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在审计师规模较大时更显著。

此外,公司所处的制度环境会对上市公司和审计师产生重大影响。市场化程度较高的地区法律执行力度较强,由上市公司股价崩盘引发的投资者诉讼更容易被法院受理,监管机构的执法力度也更强,此时审计师面临的诉讼风险、声誉风险、监管风险也会较高,其收取的审计费用也会相应较高。因此,我们提出假设2.4。

假设2.4:公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司所处地区市场化程度较高时更显著。

三、研究设计与样本来源

(一)股价崩盘风险的衡量

根据现有文献(Chen等, 2001; Kim等, 2011a, 2011b; 许年行等, 2012),我们分别采用NCSKEW和DUVOL来度量股价崩盘风险,具体估算过程如下:

^①2013年的万福生科造假案在资本市场引起巨大震动。其在2008年至2011年累计虚增收入7.4亿元左右,虚增营业利润1.8亿元左右,虚增净利润1.6亿元左右。经证监会处理,万福生科的审计师中磊会计师事务所被没收138万元收入并处2倍罚款、撤销证券从业资格,同时签字注册会计师被处13万元罚款、终身市场禁入。<http://finance.sina.com.cn/focus/wfskzja/>

首先,利用股票*i*的周收益数据,根据模型(1)计算股票*i*经过市场调整后的收益率。

$$r_{i,s} = \alpha + \beta_{1,i} * r_{m,s-2} + \beta_{2,i} * r_{m,s-1} + \beta_{3,i} * r_{m,s} + \beta_{4,i} * r_{m,s+1} + \beta_{5,i} * r_{m,s+2} + \varepsilon_{i,s} \quad (1)$$

其中 $r_{i,s}$ 为每一年度股票*i*在第*s*周的收益, $r_{m,s}$ 为所有股票在第*s*周经流通市值加权的平均收益率。本文在方程(1)中加入市场收益的滞后项和超前项,以调整股票非同步性交易的影响。股票*i*第*s*周经过市场调整后的收益率 $W_{i,s}$ 为: $W_{i,s} = \ln(1 + \varepsilon_{i,s})$,其中, $\varepsilon_{i,s}$ 为模型(1)中的回归残差。

其次,构造如下两个股价崩盘风险的度量指标。本文使用的第一个衡量股价崩盘风险的指标是股票*i*经过市场调整后周收益率的负偏度(*NCSKEW*),计算方法如下。

$$NCSKEW_{i,t} = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,s}^3 \right] / \left[(n-1)(n-2) \left(\sum W_{i,s}^2 \right)^{3/2} \right] \quad (2)$$

其中, n 为每年股票*i*的交易周数。*NCSKEW*的数值越大,表示偏态系数负的程度越严重,股价崩盘风险越大。

本文使用的第二个衡量股价崩盘风险的指标是股价上升和下降阶段波动性的差异(*DUVOL*)。首先,根据股票*i*经过市场调整后周收益率($W_{i,s}$)是否大于年平均收益将股票收益数据分为上升阶段(*up weeks*)和下降阶段(*down weeks*)两个子样本,并分别计算两个子样本中股票收益的标准差,然后使用如下的模型计算 $DUVOL_{i,t}$ 。

$$DUVOL_{i,t} = \ln \left\{ \left[(n_u - 1) \sum_{\text{down}} W_{i,s}^2 \right] / \left[(n_d - 1) \sum_{\text{up}} W_{i,s}^2 \right] \right\} \quad (3)$$

其中, n_u (n_d)为股票*i*的周特有收益 $W_{i,s}$ 大于(小于)年平均收益 W_i 的周数。*DUVOL*的数值越大,代表收益率分布更倾向于左偏,股价崩盘风险越大。

(二)研究模型

我们根据Guan等(2016)的实证模型检验股价崩盘风险对审计费用的影响:

$$LNFEF = \beta_0 + \beta_1 * LAGCRASH + \beta_2 * Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (4)$$

其中:被解释变量为 $LNFEF$,为审计费用的自然对数;解释变量 $LAGCRASH$ 为上一年度的股价崩盘风险指标 $LAGNCSKEW$ 和 $LAGDUVOL$ 。如果其回归系数 β_1 显著为正,则意味着上市公司股价崩盘风险的提高会促使审计师收取更高的审计费用。

根据现有文献(Guan等,2016;方红星和张勇,2016),我们在模型中加入如下控制变量:*SIZE*公司规模,公司总资产的自然对数;*LEV*财务杠杆,总负债与总资产之比;*INVR*存货比例,存货与总资产之比;*OREC*应收账款比例,应收账款与总资产之比;*QUICK*速动比率,流动资产和存货的差值与总资产之比;*OCF*经营现金流比例,经营现金流净额与总资产之比;*ROA*总资产收益率,本年度的净利润与上年度的总资产之比;*LOSS*经营亏损,当年净利润为负时取1,否则取0;*GROWTH*销售收入增长率,本年和上年度营业收入的差值与上年度营业收入之比;*SEGMENT*经营分部,经营分部数量的平方根;*SOE*国企性质,实际控制人为政府时取1,否则取0;*FOREIGN*外国投资者,当年发行B股或H股取1,否则取0;*BIG8*“八大”审计师,审计师为根据Yang(2013)的定义排名前八大时取1,否则取0;*MAO*非“清洁”审计意见,当年年报被审计师出具带强调事项段的无保留意见、保留意见、否定意见、无法表示意见时取1,否则取0;*MARKET*市场化程度,所在省份市场化指数十分位排序后的标准化值。此外,我们在模型中还控制了行业和年度哑变量。

(三)样本选择与描述性统计

考虑到证监会从2001年开始要求上市公司披露审计费用,所以我们选取2001年到2014年作为研究期间。然后根据以下标准剔除了部分观测值:(1)金融类公司;(2)纯B股公司;(3)上

市未滿一年的公司;(4)变量缺失的样本。最后得到的样本数为19 109个。研究中所使用的财务数据、股票交易数据、审计师数据均来自CSMAR数据库。为控制极端值的影响,我们对所有连续变量按照1%的标准进行winsorize处理。为控制潜在的截面相关问题,本文在所有回归中对标准误进行公司维度的cluster处理(Petersen, 2009)。

表1列示了全样本相关变量的描述性统计。从中可以发现,样本公司的审计费用自然对数均值为13.258元;滞后一期的NCSKEW和DUVOL均值为-0.174和-0.110,标准差为0.975和0.807,与现有文献基本一致(许年行等, 2012);11.7%的公司当年发生净亏损;27.8%的公司由“八大”会计师事务所审计。表2列示了全样本相关变量的Pearson相关系数矩阵。从中可以发现,LAGNCSKEW、LAGDUVOL与LNFEED都显著负相关,这与假设1不一致,不过这是在未控制其他影响审计费用的控制变量情况下的结果。^①因此,我们在下文中将采用更为严格的回归模型以检验股价崩盘风险对审计费用的影响。

表 1 全样本描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	p25	中位数	p75
LNFEED	19 109	13.258	0.681	12.848	13.122	13.592
LAGNCSKEW	19 109	-0.174	0.975	-0.775	-0.176	0.452
LAGDUVOL	19 109	-0.110	0.807	-0.638	-0.136	0.413
SIZE	19 109	21.603	1.206	20.778	21.463	22.261
LEV	19 109	0.490	0.236	0.327	0.487	0.632
INVR	19 109	0.165	0.151	0.064	0.127	0.213
OREC	19 109	0.111	0.103	0.030	0.085	0.163
QUICK	19 109	1.453	1.993	0.558	0.884	1.471
OCF	19 109	0.046	0.079	0.004	0.045	0.091
ROA	19 109	0.028	0.070	0.010	0.031	0.058
LOSS	19 109	0.117	0.322	0	0	0
GROWTH	19 109	0.208	0.559	-0.025	0.123	0.300
SEGMENT	19 109	1.477	0.483	1	1.414	1.732
SOE	19 109	0.575	0.494	0	1	1
FOREIGN	19 109	0.095	0.293	0	0	0
BIG8	19 109	0.278	0.448	0	0	1
MAO	19 109	0.066	0.248	0	0	0
MARKET	19 109	0.462	0.299	0.222	0.444	0.667

四、实证结果与分析

(一)股价崩盘风险与审计费用关系的主检验

表3为股价崩盘风险与审计费用的回归结果。其中,Panel A为OLS模型的回归结果,在控制相关变量后,LAGNCSKEW、LAGDUVOL的回归系数都显著为正,这表明上市公司的股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用也越高,假设1得到支持。此外,为了解决可能存在的遗漏变量问题,我们进一步采用固定效应模型进行检验。Panel B为固定效应模型的回归结果,与OLS模型的回归结果一致。同时,我们发现,客户规模越大、经营越复杂(更多的应收账款比重、更多的子公司)、财务风险越高(更低的速动比率),审计师收取的费用越高,这与现有文献发现基本一致(曹琼等, 2013; Guan等, 2016)。

综上,我们发现,公司股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用越高。假设1得到验证。

^①一个可能的原因是规模较大的公司崩盘风险较小而公司规模又是审计费用的重要决定因素(Lawson和Wang, 2016),因此在不控制如公司规模等重要控制变量情况下观察股价崩盘风险与审计费用的相关系数会存在明显的遗漏变量问题。

表2 全样本Pearson相关系数

	LNFEF	LAGNCSKEW	LAGDUVOL	SIZE	LEV	INVR	OREC	QUICK	OCF
LNFEF	1								
LAGNCSKEW	-0.063*	1							
LAGDUVOL	-0.057*	0.924*	1						
SIZE	0.709*	-0.074*	-0.071*	1					
LEV	0.132*	0.046*	0.055*	0.168*	1				
INVR	0.044*	-0.024*	-0.020*	0.117*	0.215*	1			
OREC	-0.130*	0.056*	0.058*	-0.239*	0.053*	-0.087*	1		
QUICK	-0.117*	-0.016*	-0.022*	-0.177*	-0.547*	-0.216*	0.040*	1	
OCF	0.049*	-0.011	-0.023*	0.068*	-0.161*	-0.249*	-0.174*	0.036*	1
ROA	0.104*	-0.109*	-0.136*	0.175*	-0.433*	-0.021*	-0.127*	0.197*	0.316*
LOSS	-0.075*	0.069*	0.079*	-0.158*	0.271*	-0.037*	0.079*	-0.106*	-0.186*
GROWTH	0.003	-0.041*	-0.054*	0.038*	0.032*	0.063*	0.005	-0.037*	0.058*
SEGMENT	0.177*	-0.020*	-0.009	0.177*	0.100*	0.087*	-0.083*	-0.121*	-0.050*
SOE	0.061*	0.019*	0.025*	0.228*	0.120*	-0.029*	-0.104*	-0.192*	0.059*
FOREIGN	0.312*	-0.032*	-0.021*	0.197*	0.073*	-0.017*	-0.038*	-0.083*	0.031*
BIG8	0.318*	-0.044*	-0.037*	0.251*	-0.026*	-0.015*	-0.042*	0.037*	0.021*
MAO	-0.085*	0.067*	0.068*	-0.203*	0.335*	-0.061*	0.110*	-0.082*	-0.118*
MARKET	0.140*	-0.026*	-0.022*	0.014	-0.067*	0.057*	0.050*	0.057*	0.007
	ROA	LOSS	GROWTH	SEGMENT	SOE	FOREIGN	BIG8	MAO	MARKET
ROA	1								
LOSS	-0.693*	1							
GROWTH	0.205*	-0.172*	1						
SEGMENT	0.004	-0.029*	0.014*	1					
SOE	-0.043*	0.007	-0.024*	0.071*	1				
FOREIGN	-0.011	0.022*	-0.019*	0.040*	0.135*	1			
BIG8	0.062*	-0.037*	-0.011	0.033*	0.041*	0.221*	1		
MAO	-0.407*	0.354*	-0.076*	-0.039*	-0.042*	0.033*	-0.044*	1	
MARKET	0.069*	-0.058*	0.005	0.069*	-0.094*	0.202*	0.114*	-0.016*	1

注:*表示在0.05水平下显著(双尾)。

(二)股价崩盘风险与审计费用关系的分组检验

进一步地,我们分别考察公司所有权性质、是否完成股权分置改革、审计师规模以及公司所处地区市场化程度对公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系的影响。

首先,我们考察公司所有权性质的影响。我们根据公司的实际控制人是否为政府或者国有企业将样本分为国企组和民企组,进行分组回归,回归结果如表4第1列和第2列所示。我们发现,当公司为国企时,股价崩盘风险与审计费用显著正相关;当公司为民企时,股价崩盘风险与审计费用的正向关系不显著。假设2.1得到验证。

其次,我们考察股权分置改革的影响。我们根据上市公司是否完成股权分置改革将样本分为未完成股权分置改革组和完成股权分置改革组,进行分组回归,回归结果如表4第3列和第4列所示。我们发现,当公司未完成股权分置改革时,股价崩盘风险与审计费用显著正相关;当公司完成股权分置改革时,股价崩盘风险与审计费用的正向关系不显著。假设2.2得到验证。

再次,我们考察审计师规模的影响。我们采用Yang(2013)对“八大”审计师的定义,根据公司年报是否由“八大”审计师审计将样本分为“八大”审计师组和非“八大”审计师组,进行分组回归,回归结果如表5第1列和第2列所示。我们发现,当公司年报由“八大”审计师审计时,股价崩盘风险与审计费用显著正相关;当公司年报由非“八大”审计师审计时,股价崩盘风险与审计费用的正向关系不显著。假设2.3得到验证。

表3 股价崩盘风险与审计费用的回归结果

变 量	Panel A: OLS模型		Panel B: 固定效应模型	
	(1)LNFEET	(2)LNFEET	(3)LNFEET	(4)LNFEET
<i>LAGNCSKEW</i>	0.007* (1.861)		0.005** (2.096)	
<i>LAGDUVOL</i>		0.009** (2.109)		0.007** (2.326)
<i>SIZE</i>	0.366*** (40.315)	0.366*** (40.318)	0.267*** (24.868)	0.267*** (24.867)
<i>LEV</i>	0.054 (1.556)	0.054 (1.559)	0.031 (0.991)	0.031 (0.983)
<i>INVR</i>	-0.164*** (-3.144)	-0.164*** (-3.142)	-0.109** (-2.266)	-0.109** (-2.266)
<i>OREC</i>	0.165** (2.523)	0.165** (2.521)	0.165*** (2.649)	0.165*** (2.645)
<i>QUICK</i>	-0.010*** (-3.314)	-0.010*** (-3.312)	-0.009*** (-3.569)	-0.009*** (-3.581)
<i>OCF</i>	0.140** (2.529)	0.140** (2.530)	0.056* (1.684)	0.056* (1.684)
<i>ROA</i>	-0.027 (-0.263)	-0.021 (-0.211)	-0.029 (-0.421)	-0.026 (-0.385)
<i>LOSS</i>	0.032** (2.084)	0.032** (2.109)	0.008 (0.885)	0.009 (0.903)
<i>GROWTH</i>	-0.008 (-1.467)	-0.008 (-1.443)	-0.003 (-0.577)	-0.003 (-0.564)
<i>SEGMENT</i>	0.061*** (4.092)	0.061*** (4.088)	0.038*** (3.010)	0.038*** (3.007)
<i>SOE</i>	-0.099*** (-6.382)	-0.100*** (-6.389)	-0.036 (-1.588)	-0.037 (-1.595)
<i>FOREIGN</i>	0.373*** (8.289)	0.372*** (8.290)	0.051 (0.993)	0.051 (0.996)
<i>BIG8</i>	0.136*** (8.032)	0.136*** (8.031)	0.087*** (5.437)	0.087*** (5.436)
<i>MAO</i>	0.110*** (5.341)	0.110*** (5.350)	0.037*** (2.816)	0.037*** (2.827)
<i>MARKET</i>	0.228*** (8.174)	0.228*** (8.171)	0.263*** (3.719)	0.264*** (3.723)
Firm	未控制	未控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
Constant	5.132*** (27.115)	5.132*** (27.113)	7.160*** (31.339)	7.159*** (31.327)
调整的R ²	0.595	0.595	0.497	0.497
样本数	19 109	19 109	19 109	19 109

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

最后,我们考察公司所处地区市场化程度的影响。我们采用Guan等(2016)做法,以公司所在省份市场化指数十分位排序后的标准化值来衡量市场化程度,按照其是否大于样本中位数将样本分为市场化程度高组和市场化程度低组,进行分组回归,回归结果如表5第3列和第4列所示。我们发现,当公司所处地区市场化程度较高时,股价崩盘风险与审计费用显著正相关;当公司所处地区市场化程度较低时,股价崩盘风险与审计费用的正向关系不显著。假设2.4得到验证。

表 4 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——所有权性质和股权分置改革的影响

Panel A: 以LAGNCSKEW为自变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>
	国企组	民企组	未完成股权分置改革组	完成股权分置改革组
<i>LAGNCSKEW</i>	0.008 (1.555)	0.005 (1.062)	0.011** (2.200)	-0.001 (-0.121)
Controls	控制	控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.626	0.538	0.560	0.616
样本数	10 997	8 112	10 463	8 646
Panel B: 以LAGDUVOL为自变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>
	国企组	民企组	未完成股权分置改革组	完成股权分置改革组
<i>LAGDUVOL</i>	0.013** (2.178)	0.002 (0.421)	0.016*** (2.599)	-0.002 (-0.419)
Controls	控制	控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.626	0.538	0.560	0.616
样本数	10 997	8 112	10 463	8 646

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

表 5 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——审计师规模与市场化程度的影响

Panel A: 以LAGNCSKEW为自变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>
	“八大”审计师组	非“八大”审计师组	市场化程度高组	市场化程度低组
<i>LAGNCSKEW</i>	0.014 (1.640)	-0.002 (-0.551)	0.011** (2.111)	0.001 (0.231)
Controls	控制	控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.636	0.518	0.577	0.621
样本数	5 319	13 790	8 963	10 146
Panel B: 以LAGDUVOL为自变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>
	“八大”审计师组	非“八大”审计师组	市场化程度高组	市场化程度低组
<i>LAGDUVOL</i>	0.026** (2.430)	-0.004 (-0.981)	0.012* (1.916)	0.005 (0.882)
Controls	控制	控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.636	0.518	0.577	0.621
样本数	5 319	13 790	8 963	10 146

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

(三) 股价崩盘风险与审计费用关系的内生性检验

万东灿(2015)研究发现,审计师的审计收费越高,公司的股价崩盘风险越低,这表明审计

师会“事前”通过收取较高的审计费用,提高审计质量,以避免公司股价崩盘给自身带来较高的执业风险。而本文关注的是审计师的“事后”行为,即给定公司发生了股价崩盘,那么审计师在审计定价方面的决策是否会进行相应调整。尽管我们采用上一期的股价崩盘风险对当期的审计费用进行回归,本文的结果还是可能受到内生性问题的影响。为此,我们分别采用PSM方法和工具变量法缓解对内生性问题的担忧。

由于发生股价崩盘与否与影响审计费用的公司特征和审计师特征密切相关,这样上文的结论可能体现的是部分特定公司的影响。为了使得发生股价崩盘与否的公司在其他特征上更为接近,我们采用倾向评分匹配(PSM)方法,分别根据LAGNCSKEW、LAGDUVOL是否大于中位数生成相应的哑变量,然后通过对文中控制变量以及行业、年份变量进行Logistic回归得到每个观测值的倾向性评分,接着采用最相邻匹配法进行匹配,从而得到基于PSM方法的匹配样本。表6 Panel A为以LAGNCSKEW对应的哑变量进行匹配的效果,我们发现,匹配前控制变量存在显著差异,匹配后控制变量的差异变得不显著了。表6 Panel B为基于PSM样本的回归结果,我们发现,公司股价崩盘风险仍与审计费用显著正相关。

表6 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——PSM方法

Panel A: PSM匹配效果——以LAGNCSKEW对应的哑变量进行匹配^①

变量	PSM前					PSM后				
	崩盘风险低组		崩盘风险高组		均值 差异	崩盘风险低组		崩盘风险高组		均值 差异
	样本数	均值	样本数	均值		样本数	均值	样本数	均值	
SIZE	9 551	21.646	9 558	21.559	0.087***	8 785	21.604	8 785	21.623	-0.019
LEV	9 551	0.482	9 558	0.498	-0.016***	8 785	0.485	8 785	0.483	0.002
INVR	9 551	0.167	9 558	0.162	0.005**	8 785	0.164	8 785	0.164	-0.000
OREC	9 551	0.109	9 558	0.114	-0.005***	8 785	0.111	8 785	0.111	0.000
QUICK	9 551	1.451	9 558	1.455	-0.004	8 785	1.466	8 785	1.447	0.019
OCF	9 551	0.048	9 558	0.044	0.004***	8 785	0.046	8 785	0.047	-0.001
ROA	9 551	0.034	9 558	0.023	0.011***	8 785	0.030	8 785	0.031	-0.001
LOSS	9 551	0.100	9 558	0.134	-0.034***	8 785	0.108	8 785	0.100	0.008
GROWTH	9 551	0.227	9 558	0.189	0.038***	8 785	0.198	8 785	0.210	-0.012
SEGMENT	9 551	1.487	9 558	1.468	0.019***	8 785	1.473	8 785	1.478	-0.005
SOE	9 551	0.581	9 558	0.570	0.011*	8 785	0.572	8 785	0.578	-0.006
FOREIGN	9 551	0.101	9 558	0.088	0.013***	8 785	0.088	8 785	0.092	-0.004
BIG8	9 551	0.284	9 558	0.273	0.011*	8 785	0.274	8 785	0.279	-0.005
MAO	9 551	0.053	9 558	0.079	-0.026***	8 785	0.057	8 785	0.052	0.005
MARKET	9 551	0.468	9 558	0.455	0.013***	8 785	0.460	8 785	0.463	-0.003

Panel B: PSM样本回归结果

变量	Panel A: OLS模型		Panel B: 固定效应模型	
	(1)LNFE	(2)LNFE	(3)LNFE	(4)LNFE
LAGNCSKEW	0.006*		0.005*	
	(1.697)		(1.959)	
LAGDUVOL		0.011**		0.007**
		(2.457)		(2.474)
Controls	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.591	0.592	0.501	0.501
样本数	17 570	17 346	17 570	17 346

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

①以LAGDUVOL对应的哑变量进行匹配的效果类似,限于篇幅未报告。

另外,我们采用工具变量法缓解内生性问题。Chen等(2001)认为,公司股票中的投资者情绪和异质信念与股价崩盘风险密切相关,他们发现公司当期的超常股票回报和超额换手率与其未来股价崩盘风险显著正相关。那么当公司股价实际发生崩盘时,投资者情绪趋于理性,异质信念程度降低,其超常股票回报和超额换手率会显著下降。另外,超常股票回报和超额换手率不会影响审计费用,因此,理论上,我们可以采用超常股票回报和超额换手率作为股价崩盘风险的工具变量。我们以经市场收益率调整后的年度股票收益率作为超常股票回报(*LAGABRET*)的代理变量,以股票本年度的月均换手率与上年度的月均换手率之差作为超额换手率(*LAGDTURN*)的代理变量。表7第3列和第4列为工具变量法的回归结果,我们发现,公司股价崩盘风险仍与审计费用显著正相关。为了验证工具变量的合理性,我们进行如下检验:首先,超常股票回报和超额换手率与当期股价崩盘风险显著负相关,相应的F值显著,Partial R²相较于整个模型的R²很大,这排除了“弱工具变量”问题;其次,Sargan χ^2 不显著,表明工具变量都是外生的,不存在“过度识别”问题。

表 7 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——工具变量法

Panel A: 第一阶段回归			Panel B: 第二阶段回归		
变 量	(1)	(2)	变 量	(3)	(4)
<i>LAGABRET</i>	-0.836*** (-95.888)	-0.811*** (-121.954)	<i>LAGNCSKEW</i> *	0.010* (1.713)	
<i>LAGDTURN</i>	-0.097*** (-9.446)	-0.068*** (-9.273)	<i>LAGDUVOL</i> *		0.011* (1.736)
Controls	控制	控制	Controls	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	Industry & Year	控制	控制
调整的R ²	0.406	0.557	调整的R ²	0.593	0.593
样本数	17 985	17 985	样本数	17 985	17 985
F值	4610.45*** (p=0.000)	7376.05*** (p=0.000)	Sargan卡方	0.763 (p=0.382)	0.635 (p=0.426)
Partial R ²	0.355	0.510			

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

(四)股价崩盘风险与审计费用关系的稳健性检验

此外,为了保证结果稳健,在采用固定效应模型以外我们还相继做了以下稳健性检验:

1. 采用当期的股价崩盘风险指标。考虑到审计费用可能在年前预审时已经决定,所以上文中我们采用滞后一期的股价崩盘风险指标。进一步,我们采用当期的股价崩盘风险指标进行检验,回归结果如表8所示。我们发现,在OLS模型中*NCSKEW*和*DUVOL*的回归系数都不显著,这支持了上文采用滞后一期的股价崩盘风险指标的做法。不过,在固定效应模型中,我们仍然发现当期股价崩盘风险与审计费用显著正相关。

2. 增加同时影响崩盘风险与审计费用的控制变量。现有文献发现,公司盈余管理程度越高,股价崩盘风险越高(Hutton等,2009),同时审计费用也越高(Gul等,2003;曹琼等,2013);公司会计稳健性程度越高,股价崩盘风险越低(Kim和Zhang,2016),同时审计费用也越低(DeFond等,2016;朱松和陈关亭,2012);另外,公司税收规避程度越高,股价崩盘风险越高(Kim等,2011b),同时审计费用也越高(Donohoe和Knechel,2014;谭青和鲍树琛,2015)。为了避免上述遗漏变量问题导致的估计偏差,我们在回归模型中进一步控制盈余管理、会计稳健性和税收规避变量。具体地,我们分别采用经业绩调整的操纵性应计绝对值*DA*(Kothari等,

表 8 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——基于当期的股价崩盘风险

变 量	Panel A: OLS模型		Panel B: 固定效应模型	
	(1) <i>LNFEET</i>	(2) <i>LNFEET</i>	(3) <i>LNFEET</i>	(4) <i>LNFEET</i>
<i>NCSKEW</i>	0.001 (0.419)		0.006** (2.447)	
<i>DUVOL</i>		0.001 (0.129)		0.007** (2.379)
Controls	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.594	0.594	0.497	0.497
样本数	19 109	19 109	19 109	19 109

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

2005)、Khan和Watts(2009)的会计稳健性指标*CSCORE*和实际有效税率*ETR*来衡量公司的盈余管理程度、会计稳健性程度和税收规避程度,并相应生成滞后一期变量*LAGDA*、*LAGCSCORE*和*LAGETR*,回归结果如表9所示。我们发现,控制了盈余管理、会计稳健性和税收规避变量后,股价崩盘风险依然与审计费用显著正相关。

表 9 股价崩盘风险与审计费用的回归结果——增加控制变量

变 量	Panel A: OLS模型		Panel B: 固定效应模型	
	(1) <i>LNFEET</i>	(2) <i>LNFEET</i>	(3) <i>LNFEET</i>	(4) <i>LNFEET</i>
<i>LAGNCSKEW</i>	0.004 (1.031)		0.005* (1.808)	
<i>LAGDUVOL</i>		0.006 (1.162)		0.008** (2.232)
<i>LAGETR</i>	-0.023 (-0.752)	-0.023 (-0.766)	-0.016 (-0.868)	-0.016 (-0.892)
<i>LAGDA</i>	-0.108 (-1.363)	-0.107 (-1.358)	0.043 (0.822)	0.043 (0.824)
<i>LAGCSCORE</i>	0.001* (1.837)	0.001* (1.841)	0.001 (1.313)	0.001 (1.321)
Controls	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.590	0.590	0.490	0.490
样本数	14 697	14 697	14 697	14 697

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

五、进一步研究

在上文的研究中我们发现,公司股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用越高。但是,审计费用的上升可能表明审计师努力程度的提高,也可能仅仅是风险溢价的体现(DeFond和Zhang, 2014)。两者的区分对于我们深入理解审计师的审计决策具有重要的意义。借鉴现有文献做法(张天舒和黄俊, 2013),我们采用审计报告日滞后资产负债表日的时间长度(天)的自然对数*AUDITLAG*来衡量审计努力。相关的回归结果见表10,我们发现,公司股价崩盘风险越高,

审计师花费的审计时间越长,这表明公司股价崩盘促使审计师投入更多的审计努力,并且股价崩盘导致增加的审计费用包含了对审计努力的价格补偿。

表 10 股价崩盘风险与审计努力的回归结果

变量	Panel A: OLS模型		Panel B: 固定效应模型	
	(1) <i>AUDITLAG</i>	(2) <i>AUDITLAG</i>	(3) <i>AUDITLAG</i>	(4) <i>AUDITLAG</i>
<i>NCSKEW</i>	0.007*** (2.640)		0.008*** (3.085)	
<i>DUVOL</i>		0.015*** (4.964)		0.016*** (5.054)
Controls	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	控制	控制
Industry & Year	控制	控制	控制	控制
调整的R ²	0.114	0.115	0.110	0.111
样本数	19 108	19 108	19 108	19 108

注:括号内的t值已经根据公司个体进行了聚类调整(cluster)。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量同表3,限于篇幅未报告。

六、研究结论与展望

2008年全球金融危机和2015年我国股市的大幅波动凸显了股价崩盘风险的重大研究价值,现有研究主要关注了股价崩盘风险的动因,而忽视了对经济后果的直接检验。公司股价崩盘风险到底是否以及如何影响审计师的审计收费决策,是一个重要而有趣的话题。本文选取2001—2014年的上市公司作为研究样本进行检验,研究发现,公司股价崩盘风险越高,审计师收取的审计费用越高,这表明审计师在做出审计决策时确实考虑了股价崩盘风险信息;并且,公司股价崩盘风险与审计费用的正向关系在公司为国企、未完成股权分置改革、审计师规模较大以及公司所处地区市场化程度较高时更显著。进一步研究发现,公司股价崩盘风险越高,审计师花费的审计时间越长,这表明公司股价崩盘导致增加的审计费用包含了对审计努力的价格补偿。上述研究表明,公司股价崩盘对于审计师的收费决策存在明显的溢出效应。

本文的研究及时回应了An等(2015)对股价崩盘风险经济后果开展深入研究的呼吁,研究结果表明股价崩盘风险不仅会对发生崩盘的公司产生影响,也会对其相关的重要市场中介——审计师的行为决策产生显著影响。同时,本文也丰富了审计师收费决策影响因素的研究成果。此外,本文的研究也为企业、审计师以及监管层提供了借鉴,具有一定的实践意义:第一,股价崩盘导致增加的审计费用是相关企业需要承担的直接经济成本,为了降低经营成本,企业(尤其是国企、未完成股权分置改革以及所处地区市场化程度较高的企业)应当关注自身股价,通过改善经营业绩和提高信息披露水平稳定股价,留住投资者。第二,审计师(尤其是规模较大的事务所)在制定审计收费时需要关注客户的股价崩盘所传递出的执业风险信息,一旦承接股价崩盘风险较高的客户,需要谨慎执业,提高审计努力水平,并增加审计收费以实现对自身努力的价格补偿以及对冲可能额外承担的风险。第三,监管层需要关注股市的整体波动,保护投资者利益,同时通过完善审计准则、约谈事务所等方式提示审计师可能面临的客户股价崩盘风险引发的审计执业风险。

当然,本文也存在不足之处,未来的研究可以在此基础上拓展。首先,本文检验发现公司股价崩盘风险与审计费用正相关是“整体效应”,因为股价崩盘也会促使公司董事会、管理层等采取补救措施,在此情形下审计师面临的风险可能会同时降低,审计收费也会下降,未来的研究

可以检验这种特定情形下的“部分效应”。其次,受到数据收集的限制,本文采用审计报告日滞后财务报告日的时间长度衡量审计时间,未来如果数据可得,可以进一步采用事务所项目组对每一家公司的实际审计小时数进行更为精确的衡量。最后,未来的研究可以进一步考察公司股价崩盘风险对审计师的其他审计决策的影响。

主要参考文献

- [1]曹琼,卜华,杨玉凤,等. 盈余管理、审计费用与审计意见[J]. 审计研究, 2013, (6): 76-83.
- [2]褚剑,方军雄. 客户集中度与股价崩盘风险:火上浇油还是扬汤止沸?[J]. 经济理论与经济管理, 2016, (7): 44-57.
- [3]方红星,张勇. 供应商/客户关系型交易、盈余管理与审计师决策[J]. 会计研究, 2016, (1): 79-86, 96.
- [4]冯延超,梁莱歆. 上市公司法律风险、审计收费及非标准审计意见——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2010, (3): 75-81.
- [5]韩晓梅,周玮. 客户业绩波动与审计风险防范:信息鉴证还是保险功能?[J]. 会计研究, 2013, (9): 71-77, 97.
- [6]李增泉,叶青,贺奔. 企业关联、信息透明度与股价特征[J]. 会计研究, 2011, (1): 44-51.
- [7]马建威,李伟. 关联方交易对审计收费的影响研究——基于2007—2010年沪市A股上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2013, (1): 79-86.
- [8]谭青,鲍树琛. 会计—税收差异能够影响审计收费吗?——基于盈余管理与税收规避的视角[J]. 审计研究, 2015, (2): 81-88.
- [9]万东灿. 审计收费与股价崩盘风险[J]. 审计研究, 2015, (6): 85-93.
- [10]王雄元,王鹏,张金萍. 客户集中度与审计费用:客户风险抑或供应链整合[J]. 审计研究, 2014, (6): 72-82.
- [11]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.
- [12]许年行,江轩宇,伊志宏,等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究, 2012, (7): 127-140.
- [13]张俊瑞,刘慧,杨蓓. 未决诉讼对审计收费和审计意见类型的影响研究[J]. 审计研究, 2015, (1): 67-74.
- [14]张天舒,黄俊. 金融危机下审计收费风险溢价的研究[J]. 会计研究, 2013, (5): 81-86, 96.
- [15]朱松,陈关享. 会计稳健性与审计收费:基于审计风险控制策略的分析[J]. 审计研究, 2012, (1): 87-95.
- [16]邹萍. 股价崩盘风险与资本结构动态调整——来自我国上市公司的经验证据[J]. 投资研究, 2013, (12): 119-135.
- [17]An Z, Li D H, Yu J. Firm crash risk, information environment, and speed of leverage adjustment[J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 31: 132-151.
- [18]Bleck A, Liu X W. Market transparency and the accounting regime[J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(2): 229-256.
- [19]DeFond M, Lim C Y, Zang Y. Client conservatism and auditor-client contracting[J]. The Accounting Review, 2016, 91(1): 69-98.
- [20]DeFond M, Zhang J Y. A review of archival auditing research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 58(2-3): 275-326.
- [21]Donohoe M P, Knechel W R. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing?[J]. Contemporary Accounting Research, 2014, 31(1): 284-308.
- [22]Guan Y Y, Su L X, Wu D H, et al. Do school ties between auditors and client executives influence audit outcomes?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(2-3): 506-525.
- [23]Gul F A, Chen C J P, Tsui J S L. Discretionary accounting accruals, managers' incentives, and audit fees[J]. Contemporary Accounting Research, 2003, 20(3): 441-464.
- [24]Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [25]Jin L, Myers S. R2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [26]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.

- [27]Kim J B, Li Y H, Zhang L D. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011a, 101(3): 713–730.
- [28]Kim J B, Li Y H, Zhang L D. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011b, 100(3): 639–662.
- [29]Kim J B, Zhang L D. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1): 412–441.
- [30]Konchitchki Y, Luo Y, Ma M L Z, et al. Accounting-based downside risk, cost of capital, and the macroeconomy[J]. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(1): 1–36.
- [31]Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163–197.
- [32]Kothari S P, Shu S S, Wysocki P D. Do managers withhold bad news?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47(1): 241–276.
- [33]Lawson B P, Wang D C. The earnings quality information content of dividend policies and audit pricing[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(4): 1685–1719.
- [34]Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 1980, 18(1): 161–190.
- [35]Yang Z F. Do political connections add value to audit firms? Evidence from IPO audits in China[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(3): 891–921.

Does Firms' Stock Price Crash Risk Affect Audit Fees?

Chu Jian, Fang Junxiong

(*School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China*)

Abstract: The global financial crisis in 2008 and the fluctuations in China's stock market in 2015 by big margin underscore the significance to study stock price crash risk. The existing literature mainly focuses on the factors influencing stock price crash risk but ignores direct tests of its economic consequences. This paper studies the economic consequences of firms' stock price crash risk from a perspective of audit fees to discuss whether and how auditors use clients' stock price crash risk when doing decision-making. It finds that audit fees are positively correlated with firms' stock price crash risk, which means that auditors take stock price crash risk into consideration when making audit decisions. The positive relation between stock price crash risk and audit fees is more significant when firms are SOEs, or firms do not finish non-tradable shares reform, or firms are in more developed province, or auditors are Big8. Further analyses indicate that firms' stock price crash risk increases auditors' audit time, which means that the increase in audit fees caused by stock price crash risk include price premium for audit efforts. This paper finds that firms' stock price crash risk has a spillover effect on auditors' audit pricing decisions and enriches the research concerning the economic consequences of stock price crash risk from a perspective of auditors.

Key words: stock price crash risk; audit fee; engagement risk

(责任编辑: 子文)