

## 异常审计报告时滞是否为股价崩盘的预警信号？ —基于审计功能的视角

卢思绮 宣扬 张丽敏<sup>1</sup>

投稿日：2019 年 1 月 1 日 录用日：2020 年 9 月 29 日  
©作者 2020。本文由香港理工大学以开放取用(open access)方式出版。

### 摘要

以我国沪深两市 2003–2015 年 A 股非金融上市公司为样本，在控制上市公司基本面变化的基础上采用建模的方式估计出上市公司异常审计报告时滞指标，并分析其对上市公司的股价崩盘风险是否存在预警作用。研究发现：上市公司的异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险显著正相关，即异常审计报告时滞可以作为上市公司股价崩盘的事前信号。进一步地，上述结果仅出现在内控质量较差和非审计行业专长组，这说明审计时滞的预警作用受到上市公司内部控制水平和审计行业专长的异质影响。文章从审计功能的角度拓宽了股价崩盘风险诱因的相关文献，对于深入理解异常审计报告时滞的信号作用以及促进我国资本市场稳定发展具有重要意义。

关键词：异常审计报告时滞、股价崩盘风险、内部控制质量、审计行业专长

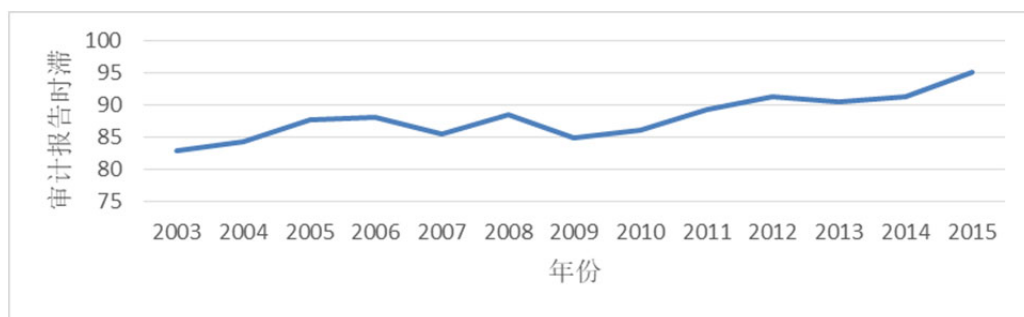
<sup>1</sup> 卢思绮，交通银行博士后科研工作站；宣扬，上海对外经贸大学；通讯作者：张丽敏，上海立信会计金融学院，E-mail: zhanglm1219@gmail.com。

## 一、引言

对投资者而言，年报是上市公司一项最基本、最重要的公告。及时可靠的年报信息有助于投资者了解企业一年的财务状况、经营状况、董事会议案等，进而做出正确的投资决策。根据信息经济学相关理论，及时披露的会计信息有助于减轻外部投资者和公司内部的信息不对称问题，降低交易成本，减少内部人利用信息优势谋取利益的可能性。早有研究表明，越是及时披露的会计信息，对资本市场产生的影响越大，亦越能为投资者所用（Chambers and Penman, 1984）。然而，由于两权分离和委托代理问题的存在，上市公司披露的年报必须经外部审计师审计后才能确保其可靠性。所以审计财务报表的时间会影响财务报表披露的时间，审计延迟往往就会造成年度财务报表披露的延迟，进而对资本市场效率产生重要影响。

审计报告时滞（Audit Report Lag）在以往文献中被定义为上一会计年度截止日至审计报告签署日之间的长度，是审计效率的表征量（Ashton *et al.*, 1987）。图 1 描绘了 2003–2015 年我国沪深两市 A 股非金融类上市公司审计时长的变化趋势。由图 1 可以看出，上市公司平均审计天数由 2003 年的 83 天上升到了 2015 年的 95 天，增长了 14.5%，整体呈上升趋势。学术界也对审计时滞进行了一定的研究。目前国内外对于审计报告时滞的文献大多集中于探讨影响审计时滞长短的因素上，主要分为审计供给方特征和审计需求方特征两类（Abernathy *et al.*, 2017），而研究审计时滞经济后果的文献鲜有涉及。理论而言，审计报告时滞具有双重的信号作用。一方面，审计时间的延长被认为是审计师付出了更多努力、增加了更多审计程序的结果，从而能够更多地挖掘出客户的错报信息，降低管理层试图隐藏坏消息的可能性（Knechel and Payne, 2001; Caramanis and Lennox, 2008; Blankley *et al.*, 2014）。因此，审计时间的延长可以看作是公司能够及时向公众披露公司内部消息、报表可信度有所提高的信号，有助于资本市场的稳定发展。另一方面，审计时滞作为会计信息质量的反映，审计时间的延长就很可能反映公司财务报告本身存在问题（Lambert *et al.*, 2011; Bryant-Kutcher *et al.*, 2013）。审计报告时滞过长引起财务报表时滞过长，尤其当公司延迟披露会计信息超过国家的规定时间时，就相当于向市场传递了公司存在猫腻、业绩经营不善的信号，紧随而来的一般是强烈的市场负面效应——股价大幅下跌。基于以上两方面分析，审计师工作时数延长究竟是哪种预示作用尚不得而知，因而，异常审计报告时滞的经济后果在理论上无法确定。

图 1 审计报告时滞趋势图



自 2008 年全球金融危机爆发以来, 股价暴跌日益频繁, 给投资者的财富带来了严重的损失。2017 年 3 月 24 日中午 11 时左右, 辉山乳业股价在港交所突然呈现断崖式下跌, 跌幅一度高达 90.71%, 创下了港股的历史记录。直到临时停牌, 辉山乳业当日跌幅达 85%, 股价从 3.01 港元/股重挫至 0.42 港元/股, 短短 1 个半小时内市值蒸发 320 亿港元。早在 2016 年 12 月美国知名做空机构浑水 (Muddy Waters) 曾对辉山乳业出具两份调查报告, 直指辉山乳业“一文不值”, 存在财务欺诈行为, 从 2014 年起就开始虚增利润。而资料显示, 辉山乳业上市以来的核数师、审计机构, 为国际四大会计师事务所之一的毕马威。纵观辉山乳业 2014—2016 年连续三年的独立核数师审计签署日, 分别为 6 月 11 日, 6 月 22 日和 6 月 29 日, 距离其年报截止日 3 月 31 日的时间越来越长。随后, 辉山乳业股价就上演了惊魂跳水的一幕。由此看来, 审计时滞的延长似乎早已传递了股价崩盘的信号。

股价崩盘风险是一个新兴的研究领域。自 Jin and Myers (2006) 开创性地提出: 管理层出于自利动机而隐藏的坏消息在后来某一时刻的集中释放是导致股价崩盘的根本原因以来, 诸多国内外学者围绕公司的内外部治理和监督是否帮助 (或限制) 了管理层隐藏坏消息的机会主义行为来研究影响上市公司股价崩盘风险的因素。比如, 公司内部的因素有: 较低的财务报告透明度 (Hutton *et al.*, 2009)、管理层对盈余的操纵 (Kim and Zhang, 2014)、内部控制信息披露 (叶康涛等, 2015) 等; 外部治理因素有: 分析师 (许年行等, 2012)、机构投资者 (曹丰等, 2015)、审计师行业专长 (江轩宇和伊志宏, 2013)、审计收费 (万东灿, 2015) 等众多角度, 但目前罕见有学者将审计时滞与之结合研究。审计师作为资本市场重要的监督者之一, 负有保证财务报表真实可靠、及时披露公司信息责任。审计过程影响了外部投资者获取信息的真实性和及时性, 也就影响了投资者的投资决策, 最终会影响投资者个人财富和资本市场资源配置的效率。故而, 研究审计报告时滞具有较高的现实意义。那么, 审计师增加审计程序、扩大审计范围而延长的审计时间是否真能提高会计信息质量, 减少股价崩盘风险, 以维护市场稳定? 抑或是审计时间的延长并未带来审计质量的提高, 但审计师和被审单位谈判时间的变长恰恰反映了这些公司财务报告有重大差错或者是管理层舞弊以掩饰公司的坏消息, 以致后续的股价崩盘现象?

基于此, 本文以 2003—2015 年 A 股非金融上市公司为样本, 研究异常审计报告时滞 (ARL) 对股价崩盘风险的影响。本文的主要贡献在于: 第一, 已有文献主要是从会计特性 (比如及时性、稳健性等) 的角度研究股价崩盘风险, 对审计功能的信息含量关注不足, 本文从审计时滞这一新的角度拓展了该领域的相关研究。第二, 区别于以往文献着重考察审计报告延迟披露的原因, 本文着眼于考察审计时滞对崩盘风险的影响, 丰富了审计时滞经济后果的相关文献。第三, 本文摒弃了现有文献中采用审计报告签署日距离会计年度截至日的天数来衡量审计时滞长短这一粗糙的计量方式, 在控制上市公司基本面变化的基础上利用建模的方式先估计出上市公司本年应有的审计报告时滞天数, 再估计出异常的审计报告时滞, 计量指标具有一定的创新性。第四, 本文揭示了审计报告时滞与未来股价崩盘风险之间的信号关系, 提醒利益相关者监督和关注, 有利于保护投资者的财富和维护资本市场的稳定。

本文其余部分安排如下：第二部分是文献回顾与研究假说，第三部分是研究设计和描述性统计，第四部分是实证结果分析，第五部分是稳健性检验，最后是本文的结论。

## 二、文献回顾与假说提出

### （一）审计工作时长与审计质量

审计报告时滞可以反映审计师的努力程度(Knechel and Payne, 2001; Knechel *et al.*, 2009)。根据努力程度与有效性假说，审计时滞表明审计师付出了更多的努力，有助于提高审计质量。Caramanis and Lennox (2008)发现，审计时数越长，越能抑制管理层向上盈余管理的行为。Lee *et al.* (2009)指出，审计师增加工作时间减少了上市公司的盈余管理行为。据此推论，如果审计师在延长的审计时间中，付出更多的努力，能够搜集到更多更充分的证据，那就确实能改善年报的信息质量，带来审计质量的提高。但事实上，扩大审计范围，追加审计程序都会增加审计师的工作量。审计过程中存在一系列内外部因素会导致审计师在加长的工作时间内无法有效挖掘客户的错报信息，比如时间预算压力。中国公司法规定，上市公司必须在财务报告截至日的后四个月内披露财务报表，延迟披露者需说明原因并缴纳罚金。情节严重者，公司股票将被禁止交易。每年年报审计阶段，由于审计事务所面对众多的客户，必然会面对巨大的压力，所以有限的时间内工作时间的增加未必能带来审计质量上的提升。Weick(1983)提出，当时间压力增大到难以完成工作任务时，个体处理新问题或者复杂问题的能力会受到影响，他会下意识地避免任何会增加认知负担的事物。McNair (1991)认为，公司的时间预算会使得审计师在减少工作时数、控制审计成本与增加工作时数、加大审计成本之间权衡，这种冲突增加了审计师的压力。压力增大到一定程度时，就会导致审计师行为失常。这是因为有时间约束的集中工作会使得审计师感到疲劳，进而行为失调，具体表现为：职业怀疑能力降低(Braun, 2000)，专业判断能力减弱，以至于接受客户较为勉强的解释(López and Peters, 2011)。Gibbins *et al.* (2001)指出，一旦审计师与管理层发生分歧，就意味着需要与审计委员会进行更多的会面、谈判，造成了审计时间的进一步延长。此种情况下时间压力就会进一步加大，审计质量很可能就受到影响。其次，从审计师个人能力的角度出发，具有行业专长的审计师能提高财务报告的披露质量(Dunn and Mayhew, 2004)，而缺乏行业专长的审计师其审计有效性很低(Romanus *et al.*, 2008)，即使增加了工作时间也未必能找到证据。

另外，如果客户是初次聘用审计师，审计师缺少客户特有的专门知识(Myers *et al.*, 2003)，即使有专业能力也无法充分发挥。更重要的一点是审计师对重要客户的经济依赖性，它减弱了审计时的独立性、专业判断和职业怀疑能力，从而降低了审计质量(Bazerman *et al.*, 1997; Ferguson *et al.*, 2004; Nelson, 2009)。如果上述因素导致审计师在延长的时间里未能发现实质性证据，或者基于利益关系的权衡审计师发现了但不公开证据，年报的会计信息质量就未必能得到提高，管理层仍能够继续对公众隐瞒非利好消息。

## （二）股价崩盘风险

Jin and Myers 于 2006 年首次提出管理层捂盘假说以解释股价崩盘的原因。该假说认为管理层出于自利动机（升职或者加薪）会隐瞒或者延迟披露负面消息，只披露利好消息，使市场高估公司股价。当累积的坏消息达到公司的极限负载能力时，迫于各方面压力管理层会向市场集中释放这些负面消息，由此引发公司股价崩盘。后续学者按照管理者选择性披露消息的机会主义行为是否得到抑制这一思路对股价崩盘的机理从各方面展开研究。Hutton *et al.* (2009) 的研究证明了拥有不透明财务报告的公司信息不对称程度更高，管理层更容易遮掩坏消息，未来发生股价崩盘的可能性就越大。同时他认为，可操纵性应计利润（DA）是个股股价崩盘强有力的预测指标。江轩宇和伊志宏（2013）发现，当公司聘请的会计师事务所具备更强的行业专长时，其股价未来的崩盘风险较低。万东灿（2015）研究发现审计收费越高，股价崩盘风险越低。Francis *et al.* (2016) 基于真实盈余管理模型检验了异常经营行为与未来股价崩盘的关系，发现公司与行业正常的真实经营活动的偏离是造成股价崩盘的影响因素之一；同时，为了向上调节收益而进行真实盈余管理的公司未来越有可能发生股价崩盘。黄政和吴国萍（2017）的实证结果表明，随着公司内部控制质量水平的不断提升，股价崩盘风险会明显降低。综上所述：管理层试图藏匿的负面消息未能及时披露是公司未来股价崩盘的重要诱因。

## （三）异常审计报告时滞与股价崩盘

本文旨在考察异常审计时滞与上市公司未来的股价崩盘风险之间的关系。一方面，根据努力程度与有效性假说，如果审计师在延长的工作时间里通过增加审计程序、扩大审计范围找到了更多的有关于错报的实质性证据，并督促管理层如实披露财务报表，就提高了上市公司对外披露的财务报表的信息质量。在这种情形下，管理层试图隐藏坏消息的机会主义动机得到抑制，负面消息得以及时向公众披露，公司未来的股价崩盘风险就会变小。另一方面，如前所述，由于各种原因的存在（时间压力、个人能力、初次审计、经济依赖性），增加的工作时长未必能带来审计质量的提高，内部消息仍然不能及时为投资者所知。以造成审计时滞的原因为出发点进行考虑，当客户有较高的盈余操纵风险时（Bedard and Johnstone, 2004），或是审计师对被审计单位的会计处理存在疑虑、怀疑其收益真实性时（Chan *et al.*, 2016），审计师就会延长工作时间。所以，审计延迟往往与公司内部存在坏消息相关，而并非是好消息。可以说，审计时滞在某种程度上本身就是上市公司信息透明度低、盈余管理程度高的直接体现，反映了管理层意图通过某些会计处理方式隐藏坏消息，这些无疑都是个股股价崩盘的催化剂（Jin and Myers, 2006; Hutton *et al.*, 2009; Francis *et al.*, 2016）。

简而言之，异常审计报告时滞对股价崩盘风险存在正反两方面的影响。究竟是哪方面的影响在转型中国占主导效应属于实证问题。基于此，本文提出如下两个竞争性假说：

假说 H1a：上市公司的异常审计报告时滞越长，公司未来发生股价崩盘的可能性越小。

假说 H1b: 上市公司的异常审计报告时滞越长, 公司未来发生股价崩盘的可能性越大。

#### (四) 异常审计报告时滞、公司内部控制和股价崩盘风险

企业实施内部控制的核心目标是遵守相关法律法规, 在提高经营效率的同时, 合理保证财务报表的可靠性, 为企业长期发展奠定基础。许多研究表明, 高质量的内部控制能够显著抑制管理层的盈余管理行为, 促进会计信息, 尤其是负面会计信息的及时确认与计量、提升财务报告透明度(孙光国和杨金凤, 2013), 从而提高财务报告质量(方红星和金玉娜, 2013)。由此内部控制能够改善企业与投资者信息的不对称程度, 抑制管理层捂盘动机, 降低公司未来股价崩盘风险(黄政和吴国萍, 2017)。

若异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险呈显著负相关关系(假说 H1a), 意味着异常审计时滞代表了审计师在审计过程中增加了更多的审计投入, 通过增加审计程序、扩大审计范围找到更多的错报证据, 并督促管理层如实披露财务报表, 有助于抑制管理层操纵信息。那么有效的内部控制能够通过事前建立奖惩机制予以防范、事中进行风险评估和风险控制活动和事后信息沟通和内部监督等多维度发挥协同效用, 进一步抑制负面消息的长期积累, 即有效的内部控制能够强化异常审计报告时滞对股价崩盘风险的负向影响。若异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险之间显著正相关(假说 H1b), 意味着异常审计时滞更多地代表了管理层捂盘行为, 这会提升公司未来股价崩盘概率(Jin and Myers, 2006)。健全的内部控制可以通过事前、事中以及事后多维度控制手段提升财务报告透明度, 促进会计信息, 尤其是负面会计信息的及时确认与计量, 继而降低公司未来因捂盘动机带来的股价崩盘风险, 即有效的内部控制能够弱化异常审计报告时滞与公司未来股价崩盘风险的正向关系。据此, 本文对应假说 H1a 和 H1b 提出如下假说:

假说 H2a: 内部控制质量越高, 则异常审计报告时滞对股价崩盘风险的负向影响越显著。

假说 H2b: 内部控制质量越高, 则异常审计报告时滞对股价崩盘风险的正向影响越不显著。

#### (五) 异常审计报告时滞、审计师行业专长和股价崩盘风险

审计师行业专长是指审计师在某一个或几个行业具有的专业技能、专门知识及专有经验, 是其具有较高能力的重要体现。审计师拥有的特定行业生产经营特点、经济技术指标、特殊会计规则等行业知识, 有利于其增强职业判断能力, 提高审计证据的搜集能力和搜集效率。已有研究发现, 具有较高水平行业专长的审计师对上市公司的业务变化更敏感, 对不确定事项的识别更准确(谢盛纹, 2011)。此外, 审计师行业专长还能抑制经理人的盈余管理行为和更及时地确认坏消息(Krishnan, 2005)。因此, 相比于非行业专家, 具备行业专长的审计师更可能在审计过程中发现管理层通过信息操纵隐藏负面消息的行为, 从而督促上市公司及时披露坏消息、加大财务报告透明度、减少管理层盈余操纵(江轩宇和伊志宏, 2013)。

若异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险之间显著负相关（假说 H1a），意味着异常审计时滞更多地代表了审计师的审计投入。相比于非行业专长审计师，行业专长审计师掌握了客户所在行业的经营特点、交易流程和特殊会计政策等知识，因而更有能力评估客户风险敞口、搜集审计证据、制定和修改审计计划，从而更加准确地评估客户会计估计和财务表述的合理性，最终更好地辨别被审计单位的信息操纵活动，即审计师行业专长能够通过及时发现和抑制管理层捂盘行为，降低财务报表错报风险，进而进一步强化异常审计报告时滞对股价崩盘风险的负向影响。若异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险之间显著正相关（假说 H1b），即异常审计时滞更多地代表了管理层捂盘行为。行业专长审计师为维护自身声誉，其可容忍的错报更低，因而更有动机和能力增强对不确实事项的甄别和判断，及时发现和抑制客户公司坏消息的隐藏，进而弱化异常审计报告时滞与公司未来的股价崩盘风险之间的正向关系。本文对应假说 H1a 和 H1b 提出如下假说：

假说 H3a：若审计师具有行业专长，则异常审计报告时滞对股价崩盘风险的负向影响越明显。

假说 H3b：若审计师具有行业专长，则异常审计报告时滞对股价崩盘风险的正向影响越不明显。

### 三、研究设计

#### （一）模型设定与变量度量

本文的研究模型如下：

$$Crash_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 ARL_{i,t} + Control + Year + Ind + \varepsilon \quad (1)$$

检验假说 1 时，采用模型（1）进行验证，*Crash* 表示公司的股价崩盘风险，*ARL* 表示异常审计时滞，*Control* 表示控制变量。检验假说 2 时，在模型（1）的基础上，对代表公司内外治理水平的两个变量：内部控制水平和审计行业专长进行分组检验。内部控制质量按行业年度中位数分组，审计行业专长采用行业组合份额表示，并用另一种衡量方式行业市场份额作为稳健性测试。主要变量的计算过程如下：

#### 1. 异常审计报告时滞

审计报告时滞（*Audit Report Lag*）在以往文献中被定义为上一会计年度截止日至审计报告签署日之间的长度，我们认为，此种衡量方式过于粗糙，未能控制公司基本面的因素，如被审单位子公司的数目，当年是否发生并购重组，业务量的影响以及审计方面的因素等。本文采用模型回归的方法，首先考虑上市公司影响审计报告时滞的基本面因素，用上一会计年度截止日至审计报告签署日之间的长度的对数作为被解释变量 *Lag* 对这些因素进行回归，先估计出考虑基本面因素后需要的正常天数，第二步取残差作为异常审计时滞 *ARL* 再带入主模型（1）中进行检验。

$$\begin{aligned}
Lag_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 Lag_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Leverage_{i,t} + \beta_4 Merge_{i,t} \\
& + \beta_5 Subnum_{i,t} + \beta_6 Complex_{i,t} + \beta_7 Cr_{i,t} + \beta_8 Roa_{i,t} \\
& + \beta_9 Loss_{i,t} + \beta_{10} Growth_{i,t} + \beta_{11} Mtb_{i,t} + \beta_{12} Age_{i,t} \\
& + \beta_{13} Accrual_{i,t} + \beta_{14} Big4_{i,t} + \beta_{15} Opinion_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \quad (2)$$

*Lag* 表示公司会计年度截止日至审计报告签署日之间的天数, *Size* 表示公司规模, *Leverage* 表示资产负债率, *Merge* 表示公司当年是否发生并购重组, *Subnum* 表示子公司的数目加 1 后取对数, *Complex* 表示公司业务的复杂程度, 用存货与应收账款之和占总资产的比例表示, *Cr* 表示流动比率, *Roa* 表示经营业绩, *Loss* 表示公司当年是否亏损, *Growth* 表示营业收入增长率, *Mtb* 表示资产市值账面比, *Age* 表示公司年龄, *Accrual* 表示总应计的绝对值, *Big4* 表示是否由四大事务所审计, *Opinion* 表示是否是非标审计意见。

## 2. 股价崩盘风险

借鉴已有研究 (Kim *et al.*, 2011a, 2011b; 许年行等, 2012), *Crash* 表示的股价崩盘风险采用如下模型计算而得:

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$NCSKEW_{i,t} = - \left[ n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,t}^3 \right] / \left[ (n-1)(n-2) (\sum W_{i,t}^2)^{3/2} \right] \quad (4)$$

$$DUVOL_{i,t} = \log \left\{ \left[ (n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{i,t}^2 \right] / \left[ (n_d - 1) (\sum_{UP} W_{i,t}^2) \right] \right\} \quad (5)$$

$R_{i,t}$  表示公司  $i$  在第  $t$  周的个股收益率,  $R_{m,t}$  表示市场第  $t$  周的加权平均收益率。采用 *NCSKEW*、*DUVOL* 两个指标来衡量个股的股价崩盘风险: (1) 借鉴 Chen *et al.* (2001) 和 Jin and Myers (2006) 的研究, 我们对股价崩盘风险的第一个度量指标是公司收益率的负偏态系数 (*NCSKEW*); *NCSKEW* 越大, 说明公司股票收益率偏态系数的负向程度越大, 股价崩盘风险越大; (2) 借鉴 Chen *et al.* (2001) 的研究, 我们采用公司正向和负向收益率的不对称性波动 (*DUVOL*) 做为对股价崩盘风险的第二个度量指标; *DUVOL* 越大, 表示收益率左偏程度越大, 股价崩盘风险越高。

由于本文考察的是公司未来的股价崩盘风险, 被解释变量采用下一期的股票收益率负向偏态系数 *FNCSKEW* 和下一期的股票收益率上下波动的比率 *FDUVOL*。另外, 本文在后续部分采用未来是否发生股价崩盘 *Fcrash* 这一虚拟变量作为被解释变量进行稳健性检验。

## 3. 其他变量

内部控制质量用 *IC* 表示, 取自于迪博数据库的内部控制指数, 用数据库的值加 1 后取对数来衡量。

审计行业专长 *IPS* 计算如下:

$$IPS_{i,k} = \sum_{j=1}^J REV_{i,k,j} / \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J REV_{i,k,j} \quad (6)$$



其中分子为  $i$  会计师事务所在  $k$  行业的客户主营业务收入总额, 分母为  $i$  事务所全部客户主营业务收入总额, 将每个会计师事务所行业组合份额最高的一个行业定义为其专长行业, 并令哑变量  $IPS\_Dum = 1$ ; 否则,  $IPS\_Dum = 0$ 。

主模型其他控制变量包括: 本期的股票收益率负向偏态系数 ( $NCSKEW$ ) 和本期的股票收益率左偏程度 ( $DUVOL$ )、股票年度平均周收益率 ( $Ret$ )、股票净资产账市比 ( $Mtb$ )、公司规模 ( $Size$ )、资产负债率 ( $Leverage$ )、流动比率 ( $Cr$ )、经营业绩 ( $RoA$ )、当年是否亏损 ( $Loss$ )、是否由四大事务所审计 ( $Big4$ ) 以及审计费用的对数 ( $Lnfee$ )。变量定义情况详见附件 A。

## (二) 数据来源与样本选择

本文选取 2003–2015 年沪深两市 A 股上市公司为研究对象, 内部控制质量数据来源于迪博企业风险管理技术有限公司开发的上市公司内部控制数据库, 其余数据均来自于 CSMAR 数据库。需要说明的是, 对于审计报告时滞超过准则规定的最长天数 (120 天) 和审计时滞小于 1 天的观测值, 本文通过手工查阅上市公司披露的年报, 根据财务报告中审计师的签署日期计算出审计报告时滞并一一进行核实, 如有问题便对原始数据进行修正, 以保证数据的质量。在上述初始样本的基础上, 我们对样本进行以下筛选: (1) 剔除金融和保险行业的上市公司; (2) 剔除 ST 公司; (3) 对于行业分类, 除制造业因数量较多采用二级代码分类外, 其他行业均为一级代码分类; (4) 剔除相关数据缺失的上市公司样本。经过上述筛选, 最后共得到 17,392 个观测值。为了减少极端值的影响, 本文对原始数据中的所有连续变量进行了 1% 和 99% 的缩尾 (Winsorize) 处理。

## 四、实证结果分析

### (一) 描述性统计

表 1 列示了文中主要变量的描述性统计结果。两个未来的股价崩盘风险指标  $FNCSKEW$  和  $FDUVOL$  的最大值、最小值分别为 -2.973、2.32 和 -1.527、2.308, 整体范围大致接近, 说明两个指标具有一定的一致性。 $FNCSKEW$  和  $FDUVOL$  的标准差分别为 0.991 和 0.756, 25 和 75 分位数分别为 -0.822、0.432 和 -0.252 和 0.721, 这说明这两个指标在样本公司间存在较大差异。模型估计出的异常审计时滞均值接近于 0, 而范围在 -0.777 至 0.434 之间, 25 分位数和 75 分位数分别为 -0.097 和 0.137, 标准差为 0.213, 说明有部分公司确实存在较为异常的审计时滞。异常审计时滞 ( $ARL$ ) 的中位数是 0.017, 这意味着一半样本公司的异常审计时滞高于 1.017 ( $e^{0.017} = 1.017$ ) 天, 另一半样本公司的审计时滞低于 1.017 天。此外, 我们还发现上市公司平均审计天数上升了 14.5% (从 2003 年的 83 天上升至 2015 年的 95 天), 审计时滞的总趋势在上升。从其他各变量的均值、中位数、各分位数以及标准差来看, 分布均在合理范围内, 在样本期间内呈现一定的差异, 在此不再赘述。

表 1 描述性统计分析

Variable	N	St. Dev.	Mean	P25	P50	P75	Min	Max
<i>FNCSKEW</i>	17392	0.991	-0.214	-0.822	-0.180	0.432	-2.973	2.320
<i>FDUVOL</i>	17392	0.756	0.248	-0.252	0.222	0.721	-1.527	2.308
<i>ARL</i>	17392	0.213	0.001	-0.097	0.017	0.137	-0.777	0.434
<i>NCSKEW</i>	17392	0.942	-0.206	-0.766	-0.159	0.427	-2.933	2.031
<i>DUVOL</i>	17392	0.724	0.257	-0.226	0.241	0.722	-1.472	2.170
<i>Ret</i>	17392	0.665	-0.152	-0.534	-0.145	0.244	-2.106	1.685
<i>Mtb</i>	17392	1.770	2.440	1.346	1.860	2.825	0.892	11.590
<i>Size</i>	17392	1.239	21.840	20.960	21.680	22.530	19.240	25.660
<i>Lev</i>	17392	0.213	0.472	0.312	0.478	0.628	0.054	1.085
<i>Cr</i>	17392	2.278	2.073	0.971	1.396	2.195	0.214	15.800
<i>Roa</i>	17392	0.058	0.035	0.012	0.033	0.062	-0.250	0.197
<i>Loss</i>	17392	0.295	0.097	0	0	0	0	1
<i>Big4</i>	17392	0.231	0.056	0	0	0	0	1
<i>Lnfee</i>	17392	0.720	13.460	12.980	13.310	13.820	12.210	16.260

## (二) 相关性分析

表 2 报告了主要变量的 Pearson 相关系数。两个股价崩盘风险指标的相关系数为 0.903, 且在 1%水平上显著, 说明这二者具有较好的一致性。异常审计报告时滞 *ARL* 与 *FNCSKEW* 及 *FDUVOL* 的相关系数均为正, 且至少在 5%水平上显著, 说明在不考虑其他因素影响时, 公司的异常审计报告时滞与公司未来发生股价崩盘呈正相关关系, 符合假设 H1b 的预期, 即上市公司的异常审计报告时滞越长, 公司未来发生股价崩盘的可能性越大。

## (三) 回归结果分析

### 1. 估计异常审计时滞

表 3 的第 1 列和第 2 列报告了模型 2 的结果。我们在分行业年度回归时要求回归模型中至少有 15 个观测值。考虑到模型 2 中缺少审计师事务所和审计师特征的变量, 我们在模型 2 的基础上加入审计师事务所和审计师的变量, 如模型 7 所示。表 3 第 3 列和第 4 列报告了模型 7 的回归结果。

$$\begin{aligned}
 Lag_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 Lag_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Leverage_{i,t} + \beta_4 Merge_{i,t} \\
 & + \beta_5 Subnum_{i,t} + \beta_6 Complex_{i,t} + \beta_7 Cr_{i,t} + \beta_8 Roa_{i,t} + \beta_9 Loss_{i,t} \\
 & + \beta_{10} Growth_{i,t} + \beta_{11} Mtb_{i,t} + \beta_{12} Age_{i,t} + \beta_{13} Accrual_{i,t} \\
 & + \beta_{14} Big4_{i,t} + \beta_{15} Opinion_{i,t} + \beta_{16} Auditfirms_{i,t} \\
 & + \beta_{17} Auditors_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

模型 2 和模型 7 的回归结果中,  $Lag_{i,t}$  的系数没有显著差异, 调整后  $R^2$  分别为 17.81% 和 17.53%, 这表明两个模型的拟合度较好。而且, 基于模型 7 得到的异常

表 2 变量的 Pearson 相关系数表

	<i>FNCSKEW</i>	<i>FDUVOL</i>	<i>ARL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUIVOL</i>	<i>Ret</i>	<i>Mtb</i>	<i>Size</i>	<i>Leverage</i>	<i>Cr</i>	<i>Roa</i>	<i>Loss</i>	<i>Big4</i>	<i>Lnfee</i>
<i>FNCSKEW</i>	1													
<i>FDUVOL</i>	0.903***	1												
<i>ARL</i>	0.018**	0.024***	1											
<i>NCSKEW</i>	-0.055***	-0.071***	-0.026***	1										
<i>DUIVOL</i>	-0.081***	-0.115***	-0.028***	0.894***	1									
<i>Ret</i>	0.152***	0.173***	0.022***	-0.586***	-0.679***	1								
<i>Mtb</i>	0.063***	0.045***	-0.00100	-0.017**	-0.00700	0.060***	1							
<i>Size</i>	-0.073***	-0.084***	0	-0.132***	-0.147***	0.085***	-0.372***	1						
<i>Leverage</i>	-0.052***	-0.060***	-0.00100	-0.061***	-0.066***	0.051***	-0.252***	0.321***	1					
<i>Cr</i>	0.054***	0.063***	0.00200	0.059***	0.063***	-0.058***	0.232***	-0.225***	-0.620***	1				
<i>Roa</i>	-0.00100	-0.027***	0	-0.00800	-0.020***	0.027***	0.196***	0.096***	-0.399***	0.217***	1			
<i>Loss</i>	0.016**	0.033***	0.00100	0.018**	0.023***	-0.00400	0.0120	-0.109***	0.218***	-0.108***	-0.651***	1		
<i>Big4</i>	-0.026**	-0.034***	-0.00100	-0.036***	-0.046***	0.033***	-0.086***	0.320***	0.039***	-0.072***	0.070***	-0.038***	1	
<i>Lnfee</i>	-0.056***	-0.058***	0.00900	-0.108***	-0.105***	0.050***	-0.173***	0.760***	0.210***	-0.171***	0.055***	-0.043***	0.441***	1

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

审计时滞 (*ARL*) 与基于模型 2 拟合的 *ARL* 的均值 (中位数) 不存在显著差异。

表 3 估计异常审计时滞 (*ARL*)

Variables	Eq. (2)		Eq. (7)	
	(1) coefficient	(2) t-stat	(3) coefficient	(4) t-stat
<i>Lag<sub>t-1</sub></i>	0.289*	2.460	0.289*	2.542
Controls	Yes		Yes	
Audit firms			Yes	
Auditors			Yes	
Constant	2.953*	3.002	2.119*	2.384
Adj. R <sup>2</sup> (mean)	0.1781		0.1753	

## 2. 检验假说 H1

表 4 报告了假说 H1 的检验结果：回归 (1) 中使用 *FNCSKEW* 作为股价崩盘风险指标，我们发现异常审计报告时滞 *ARL* 的系数为 0.117，在 1% 水平上显著；回归 (2) 中，我们加入了一系列影响股价崩盘风险的指标，审计报告时滞 *ARL* 依旧显著为正。同时，R<sup>2</sup> 由 0.0265 上升到 0.0743，这说明加入控制变量后模型解释力得到进一步提高。在回归 (3) 和 (4) 中，我们将股价崩盘风险指标换为 *FDUVOL*，得到的结论仍然保持不变。从而，假说 H1b 得到验证，异常审计报告时滞与股价崩盘风险显著正相关，即上市公司的异常审计报告时滞越长，公司未来发生股价崩盘的可能性越大。从控制变量上看，本期的股价崩盘风险 *NCSKEW*、*DUVOL* 与未来股价崩盘风险 *FNCSKEW*、*FDUVOL* 显著负相关。股票年度平均周收益率 *Ret*、流动比率 *Cr* 与股价崩盘风险正相关，市账比 *Mtb*、公司规模 *Size*、资产收益率 *Roa* 与股价崩盘风险负相关，这些与前人的研究结果一致。本文的检验结果中审计费用在回归 (2) 列的系数显著为负，与万东灿等 (2015) 的研究结果相反，这可能是因为高的审计费用存在审计意见购买行为，管理层为了自身利益以高额审计费用引诱审计师帮助他隐瞒公司的负面消息，导致股价崩盘风险上升。

表 4 假说 H1 的检验结果

Variables	(1) <i>FNCSKEW</i>	(2) <i>FNCSKEW</i>	(3) <i>FDUVOL</i>	(4) <i>FDUVOL</i>
<i>ARL</i>	0.117*** (0.002)	0.091** (0.013)	0.102*** (0.001)	0.079*** (0.005)
<i>NCSKEW</i>		-0.086*** (0.000)		
<i>DUVOL</i>				-0.136*** (0.000)
<i>Ret</i>		0.246*** (0.000)		0.175*** (0.000)
<i>Mtb</i>		-0.010 (0.220)		-0.019*** (0.004)

<i>Size</i>		-0.057**		-0.057***
		(0.020)		(0.002)
<i>Leverage</i>		0.036		-0.019
		(0.698)		(0.787)
<i>Cr</i>		0.015**		0.012**
		(0.043)		(0.033)
<i>Roa</i>		-0.412*		-0.653***
		(0.074)		(0.000)
<i>Loss</i>		0.043		0.033
		(0.264)		(0.250)
<i>Big4</i>		-0.019		-0.007
		(0.759)		(0.893)
<i>Lnfee</i>		0.071**		0.029
		(0.039)		(0.258)
Constant	-0.214***	0.120	0.155***	1.140***
	(0.000)	(0.816)	(0.000)	(0.003)
Observations	17,392	17,392	17,392	17,392
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Adj. R <sup>2</sup>	0.0265	0.0743	0.0433	0.1081
F	34.37	60.47	50.59	87.52

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

综上所述，在控制其他因素后，异常审计报告时滞与股价崩盘风险显著正相关，即上市公司的异常审计报告时滞越长，公司未来发生股价崩盘的可能性越大。这支持了假设 H1b，但不支持假说 H1a。

### 3. 内控质量、审计时滞与股价崩盘风险

通过设置交乘项和分组回归，我们检验了内控质量对审计时滞和股价崩盘关系的影响，表 5 报告了交乘项（第 1 和 4 列）和分组回归（第 2、3、5 和 6）的结果。

表 5 第 1 列和第 4 列，通过设置内控质量与股价崩盘风险的交乘项 ( $ARL \times IC$ ) 来检验不同的公司内部治理机制是否会影响审计时滞与股价崩盘风险之间的关系 (H2)。第 1 列（被解释变量为  $FNCSKEW$ ）回归结果显示，交乘项 ( $ARL \times IC$ ) 系数在 5% 水平上显著为负，这说明较好的内控质量可以削弱审计时滞与股价崩盘风险的正相关关系；第 4 列（被解释变量为  $FDUVOL$ ）回归结果显示，交乘项 ( $ARL \times IC$ ) 系数为负，但不显著。对于整个样本而言，我们仅发现交乘项 ( $ARL \times IC$ ) 与股价崩盘风险之间较弱的负关系。

按照内部控制质量水平的高低分组，从表 5 可以看出，当被解释变量是  $FNCSKEW$  时，内部控制质量较高的一组异常审计报告时滞的系数不显著，内部控制质量较低的一组异常审计报告时滞的系数在 1% 的水平上显著为正。本文进一步采用 Bootstrap（自抽样法）检验了组间差异的显著性，检验结果显示两组系数差异 0.183 (0.207-0.024) 在 1% 的显著性水平上显著，这表明这种差异得到了充分的数据支持。即相对于内部控制质量较高的公司，异常审计报告时滞对那些内控质量较低的公司股价崩盘风险具有更大更明显的影响，这验证了假说 H2b。当被解释变量是  $FDUVOL$  时结果与此类似。以上结果表明，上市公司内部控制质量越差，异常审计报告时滞对股价崩盘风险的正

向影响越显著。总之，假说 2b 得到验证。

表 5 内控质量、审计时滞与股价崩盘风险

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	All	High <i>FNCSKEW</i>	Low <i>FNCSKEW</i>	All	High <i>FDUVOL</i>	Low <i>FDUVOL</i>
<i>ARL</i> × <i>IC</i>	-0.090** (0.038)			-0.047 (0.159)		
<i>ARL</i>	0.483* (0.085)	0.024 (0.667)	0.207*** (0.000)	0.226 (0.300)	0.034 (0.426)	0.171*** (0.000)
<i>IC</i>	-0.027** (0.015)			-0.024*** (0.004)		
<i>NCSKEW</i>	-0.086*** (0.000)	-0.110*** (0.000)	-0.078*** (0.000)			
<i>DUVOL</i>				-0.137*** (0.000)	-0.152*** (0.000)	-0.122*** (0.000)
<i>Ret</i>	0.244*** (0.000)	0.228*** (0.000)	0.254*** (0.000)	0.174*** (0.000)	0.176*** (0.000)	0.179*** (0.000)
<i>Mtb</i>	-0.011 (0.192)	0.013 (0.329)	-0.021* (0.092)	-0.020*** (0.003)	-0.000 (0.967)	-0.032*** (0.001)
<i>Size</i>	-0.049** (0.048)	-0.032 (0.433)	-0.073* (0.054)	-0.050*** (0.007)	-0.018 (0.564)	-0.085*** (0.003)
<i>Leverage</i>	0.012 (0.896)	-0.274 (0.104)	0.256** (0.044)	-0.040 (0.567)	-0.299** (0.019)	0.162* (0.083)
<i>Cr</i>	0.015* (0.050)	0.022 (0.104)	0.016 (0.125)	0.012** (0.039)	0.011 (0.273)	0.012 (0.144)
<i>Roa</i>	-0.368 (0.107)	-0.836* (0.076)	-0.430 (0.145)	-0.619*** (0.001)	-1.006*** (0.005)	-0.652*** (0.006)
<i>Loss</i>	0.032 (0.406)	-0.071 (0.625)	0.041 (0.380)	0.024 (0.418)	0.023 (0.837)	0.024 (0.493)
<i>Big4</i>	-0.020 (0.749)	-0.087 (0.264)	0.070 (0.503)	-0.007 (0.879)	-0.064 (0.275)	0.042 (0.646)
<i>Lnfee</i>	0.068** (0.045)	0.071 (0.137)	0.036 (0.518)	0.027 (0.287)	0.033 (0.373)	-0.001 (0.971)
Constant	0.167 (0.745)	-0.268 (0.745)	0.772 (0.349)	1.183*** (0.002)	0.428 (0.496)	1.995*** (0.001)
Observations	17,392	8,768	8,624	17,392	8,768	8,624
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Adj. R <sup>2</sup>	0.0750	0.0794	0.0844	0.1088	0.1042	0.1289
F	56.31	27.33	28.52	80.99	34.74	43.46
Coef. Diff		0.183*** (0.000)			0.137*** (0.010)	

#### 4. 审计师行业专长、异常审计时滞与股价崩盘风险

通过设置交乘项和分组回归，我们检验了审计师行业专长对审计时滞和股价崩盘关系的影响，表 6 报告了交乘项（第 1 和 4 列）和分组回归（第 2、3、5 和 6）的结果。

表 6 审计师行业专长、审计时滞与股价崩盘风险

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	All	Expertise <i>FNCSKEW</i>	No expertise <i>FNCSKEW</i>	All	Expertise <i>FDUVOL</i>	No expertise <i>FDUVOL</i>
<i>ARL×IPS</i>	-0.748*** (0.008)			-0.508** (0.024)		
<i>ARL</i>	0.169*** (0.001)	-0.063 (0.532)	0.119*** (0.003)	0.131*** (0.001)	-0.037 (0.623)	0.100*** (0.001)
<i>IPS</i>	0.028 (0.851)			0.074 (0.495)		
<i>NCSKEW</i>	-0.086*** (0.000)	-0.100*** (0.002)	-0.091*** (0.000)			
<i>DUVOL</i>				-0.136*** (0.000)	-0.167*** (0.000)	-0.139*** (0.000)
<i>Ret</i>	0.245*** (0.000)	0.337*** (0.000)	0.234*** (0.000)	0.175*** (0.000)	0.221*** (0.000)	0.169*** (0.000)
<i>Mtb</i>	-0.010 (0.222)	0.018 (0.582)	-0.012 (0.183)	-0.019*** (0.004)	0.013 (0.659)	-0.022*** (0.002)
<i>Size</i>	-0.057** (0.019)	0.088 (0.201)	-0.062** (0.021)	-0.058*** (0.002)	0.065 (0.209)	-0.066*** (0.001)
<i>Leverage</i>	0.037 (0.693)	-0.098 (0.794)	-0.005 (0.961)	-0.019 (0.789)	0.143 (0.617)	-0.073 (0.316)
<i>Cr</i>	0.015** (0.043)	0.032 (0.287)	0.012 (0.130)	0.012** (0.033)	0.031 (0.154)	0.009 (0.122)
<i>Roa</i>	-0.413* (0.073)	0.622 (0.375)	-0.579** (0.019)	-0.656*** (0.000)	0.514 (0.326)	-0.802*** (0.000)
<i>Loss</i>	0.042 (0.268)	0.232** (0.038)	0.016 (0.692)	0.033 (0.255)	0.203** (0.019)	0.011 (0.718)
<i>Big4</i>	-0.018 (0.772)	1.179** (0.041)	-0.013 (0.834)	-0.004 (0.928)	1.028** (0.013)	-0.009 (0.857)
<i>Lnfee</i>	0.071** (0.038)	-0.085 (0.434)	0.081** (0.029)	0.029 (0.252)	-0.057 (0.440)	0.031 (0.256)
Constant	0.123 (0.811)	-1.105 (0.467)	0.150 (0.794)	1.136*** (0.003)	-0.624 (0.590)	1.331*** (0.002)
Observations	17,392	2,036	15,356	17,392	2,036	15,356
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Adj. R <sup>2</sup>	0.0746	0.1169	0.0739	0.1083	0.1507	0.1084
F	55.86	13.56	51.68	80.63	18.46	75.03
Coef. Diff		0.182* (0.080)			0.137* (0.090)	

表 6 第 1 列和第 4 列，通过设置审计师行业专长与股价崩盘风险的交乘项 ( $ARL \times IPS$ ) 来检验不同的审计师行业专长是否会影响审计时滞与股价崩盘风险之间的关系 (H2)。第 1 列 (被解释变量为  $FNCSKEW$ ) 回归结果显示，交乘项 ( $ARL \times IPS$ ) 系数在 1% 水平上显著为负；第 4 列 (被解释变量为  $FDUVOL$ ) 回归结果显示，交乘项 ( $ARL \times IPS$ ) 在 5% 水平上显著为负，这说明较高的审计师行业专长可以削弱审计时滞与股价崩盘风险的正相关关系。

对于按照会计事务所是否具有行业专长分组，当被解释变量是  $FNCSKEW$  时，有

审计专长的一组异常审计报告时滞的系数方向为负但不显著，没有审计行业专长的一组异常审计报告时滞的系数在 1%的水平上显著为正。Bootstrap 检验结果显示两组系数差异 0.182 (0.119+0.063) 在 10%的显著性水平上显著，说明两组系数差异通过了检验。即若上市公司选取的会计事务所没有行业专长，则异常审计报告时滞对股价崩盘风险具有更大更明显的影响，这验证了假说 H3b。当被解释变量是 *FDUVOL* 时结果与此类似。以上结果表明，若审计事务缺乏行业专长，则异常审计报告时滞对股价崩盘风险的正向影响也越显著，即假说 3b 成立。

表 7 Logit 模型及审计时滞天数的稳健性检验结果

Variables	(1) <i>Fcrash</i>	(2) <i>FNCSKEW</i>	(3) <i>FDUVOL</i>	(4) <i>Fcrash</i>
<i>ARL</i>	0.210* (0.094)			
<i>Lag</i>		0.095*** (0.002)	0.087*** (0.000)	0.205** (0.039)
<i>NCSKEW</i>		-0.086*** (0.000)		
<i>DUVOL</i>			-0.136*** (0.000)	
<i>Ret</i>	0.246*** (0.000)	0.246*** (0.000)	0.175*** (0.000)	0.247*** (0.000)
<i>Mtb</i>	0.019 (0.307)	-0.009 (0.275)	-0.018*** (0.006)	0.021 (0.271)
<i>Size</i>	-0.014 (0.732)	-0.059** (0.015)	-0.060*** (0.001)	-0.015 (0.715)
<i>Lev</i>	0.108 (0.566)	0.042 (0.657)	-0.014 (0.843)	0.119 (0.527)
<i>Cr</i>	0.026* (0.072)	0.015** (0.046)	0.012** (0.036)	0.026* (0.079)
<i>Roa</i>	-0.016 (0.981)	-0.342 (0.139)	-0.590*** (0.001)	0.133 (0.845)
<i>Loss</i>	0.037 (0.760)	0.039 (0.309)	0.030 (0.304)	0.028 (0.815)
<i>Big4</i>	-0.218 (0.124)	-0.020 (0.740)	-0.008 (0.871)	-0.213 (0.134)
<i>Lnfee</i>	-0.006 (0.928)	0.068** (0.048)	0.026 (0.303)	-0.012 (0.852)
Constant	-1.560** (0.033)	-0.213 (0.685)	0.839** (0.034)	-2.389*** (0.004)
Observations	17,392	17,392	17,392	17,392
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0575	0.0745	0.1084	0.0577
F/ Log pseudolikelihood	. -5113.82	60.69	88.04	. -5113.07

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。



## 五、稳健性检验

为了使本文的主要研究结论更可靠,我们进行了多种稳健性检验。首先,本文以是否发生股价崩盘这一虚拟变量作为被解释变量进行 Logit 回归,回归检验结果如表 7 第(1)列所示。当个股下一年发生股价崩盘时  $Fcrash$  取 1,否则取 0。由表可知,异常审计时滞  $ARL$  在 10%的水平上与未来是否发生股价崩盘风险正相关。此外,本文在此部分还直接采用了审计签署日距离会计年度截至日的天数加 1 的对数作为解释变量进行检验,结果如表 6 第(2)、(3)、(4)列所示。表 7 第(2)、(3)列显示,审计报告时滞  $Lag$  的系数在 1%的水平上显著为正,即审计时滞  $Lag$  与股价崩盘风险  $FNCSKEW$ 、 $FDUVOL$  正相关,结论保持不变。表 7 第(4)列显示,审计时滞天数  $Lag$  也与未来是否发生股价崩盘  $Fcrash$  在 5%的显著性水平上正相关。结论保持不变,这进一步佐证了前文的结果。

其次,在分组检验中,审计师行业专长采用的是行业组合份额  $IPS$ ,此部分我们将采用事务所行业市场份额  $IMS$  进行稳健性检验。计算方法如下:

$$IMS_{i,k} = \sum_{j=1}^J REV_{i,k,j} / \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J REV_{i,k,j} \quad (8)$$

其中分子为  $i$  会计师事务所在  $k$  行业的客户主营业务收入总额 ( $REV$ ),分母为  $k$  行业的全部客户主营业务收入总额。借鉴前人研究,当  $IMS$  值大于或者等于 10%时,认为事务所具有行业专长。检验结果如表 8 第(1)、(2)、(3)、(4)列所示。第(1)和第(3)列为审计行业专长组,系数不显著,第(2)、(4)列为非审计专长组,系数在 5%的水平上显著为正,这说明异常审计时滞对于股价崩盘风险的正向影响在没有审计专长的组中表现得更为明显。

表 8 审计行业专长的稳健性检验结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	expertise $FNCSKEW$	no expertise $FNCSKEW$	expertise $FDUVOL$	no expertise $FDUVOL$
$ARL$	0.164 (0.302)	0.085** (0.025)	0.129 (0.296)	0.074** (0.011)
$NCSKEW$	-0.105*** (0.002)	-0.092*** (0.000)		
$DUVOL$			-0.180*** (0.000)	-0.140*** (0.000)
$Ret$	0.290*** (0.000)	0.240*** (0.000)	0.168*** (0.000)	0.174*** (0.000)
$Mtb$	0.002 (0.955)	-0.013 (0.160)	-0.007 (0.772)	-0.021*** (0.003)
$Size$	-0.014 (0.896)	-0.061** (0.021)	-0.013 (0.859)	-0.057*** (0.005)
$Leverage$	-0.088 (0.806)	0.034 (0.733)	-0.242 (0.365)	-0.018 (0.803)
$Cr$	0.039 (0.133)	0.015* (0.074)	0.037* (0.051)	0.010 (0.108)

<i>Roa</i>	-0.827 (0.344)	-0.426* (0.081)	-0.994* (0.091)	-0.702*** (0.000)
<i>Loss</i>	0.044 (0.731)	0.026 (0.519)	0.104 (0.294)	0.013 (0.682)
<i>Big4</i>	0.469* (0.058)	-0.042 (0.570)	0.303* (0.093)	-0.043 (0.474)
<i>Lnfee</i>	0.084 (0.532)	0.049 (0.180)	0.047 (0.621)	0.008 (0.775)
Constant	-1.168 (0.574)	0.521 (0.359)	-0.171 (0.904)	1.431*** (0.001)
Observations	1,851	15,541	1,851	15,541
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Adj. R <sup>2</sup>	0.0955	0.0761	0.1236	0.1119
F	9.083	54.67	10.61	81.66

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

第三，为了解决审计时滞与股价崩盘风险之间潜在的内生性问题（公司本身股价崩盘风险比较高，或者公司财报存在较高风险，审计师投入较多时间以降低财务错报风险或者管理层隐藏坏消息的可能性）我们选择审计师的客户范围（等于公司 *i* 的审计师在第 *t* 年审计的所有客户数量加 1 的自然对数）做为审计时滞的工具变量。选择审计师的客户范围做为审计时滞的工具变量具有一定的合理性：（1）在同一年，审计师所审客户范围会影响其对公司 *i* 的审计投入，审计师所审客户范围越大，审计师对公司 *i* 的审计投入就越少；（2）审计师的客户范围不会直接影响公司 *i* 的股价崩盘风险。

表 9 报告了采用工具变量 2SLS 检验假说 H1a（H1b）的结果（第 1、2 列），检验假说 H2a（H2b）的结果（第 3-6 列）和检验假说 H3a（H3b）的结果（第 7-10 列）。表 9 第 2、6、8 和 10 列的结果显示异常审计时滞（*ARL*）的回归系数分别在 5%、10%、10%和 5%水平上显著，表明异常审计时滞与股价崩盘风险显著正相关，而较低的内控质量和较差的审计师行业专长显著促进了上述正相关关系。可见，采用工具变量 2SLS 重新检验，本文结论不变。

表 9 异常审计时滞、内控质量、审计行业专长与股价崩盘风险（2SLS and IV）

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	All	All	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
	<i>FNC</i> <i>SKEW</i>	<i>FDU</i> <i>VOL</i>	<i>FNC</i> <i>SKEW</i>	<i>FNC</i> <i>SKEW</i>	<i>FDU</i> <i>VOL</i>	<i>FDU</i> <i>VOL</i>	<i>FNC</i> <i>SKEW</i>	<i>FNC</i> <i>SKEW</i>	<i>FDU</i> <i>VOL</i>	<i>FDU</i> <i>VOL</i>
<i>ARL</i>	1.857 (0.105)	2.023** (0.032)	0.037 (0.429)	0.074 (0.164)	0.043 (0.230)	0.066* (0.097)	-0.803 (0.858)	2.176* (0.073)	-1.617 (0.698)	2.362** (0.021)
<i>NCSKEW</i>	0.044*** (0.000)		0.053*** (0.000)	0.055*** (0.000)			0.045 (0.237)	0.044*** (0.001)		
<i>DUVOL</i>		-0.004 (0.781)			-0.013 (0.431)	-0.004 (0.819)			-0.032 (0.614)	-0.002 (0.885)
<i>Ret</i>	0.265*** (0.000)	0.200*** (0.000)	0.308*** (0.000)	0.299*** (0.000)	0.232*** (0.000)	0.215*** (0.000)	0.344*** (0.000)	0.252*** (0.000)	0.228** (0.016)	0.190*** (0.000)
<i>Mtb</i>	0.010* (0.090)	-0.007 (0.185)	0.003 (0.769)	-0.018** (0.040)	-0.006 (0.448)	-0.024*** (0.000)	0.057 (0.138)	0.006 (0.375)	0.014 (0.687)	-0.010* (0.058)

<i>Size</i>	-0.029** (0.025)	-0.039*** (0.000)	-0.063*** (0.000)	-0.068*** (0.000)	-0.067*** (0.000)	-0.064*** (0.000)	-0.009 (0.924)	-0.033** (0.018)	-0.046 (0.580)	-0.042*** (0.000)
<i>Leverage</i>	-0.114* (0.059)	-0.164*** (0.001)	-0.161* (0.058)	0.081 (0.254)	-0.176*** (0.007)	0.005 (0.922)	-0.130 (0.825)	-0.086 (0.189)	0.026 (0.960)	-0.147*** (0.007)
<i>Cr</i>	0.011** (0.018)	0.011*** (0.004)	0.016*** (0.007)	0.013** (0.023)	0.011** (0.023)	0.012*** (0.006)	0.006 (0.810)	0.012** (0.023)	0.017 (0.406)	0.011** (0.013)
<i>Roa</i>	-0.138 (0.538)	-0.410** (0.024)	0.079 (0.813)	-0.221 (0.427)	-0.196 (0.436)	-0.501** (0.015)	-0.308 (0.735)	-0.172 (0.474)	-0.540 (0.491)	-0.453** (0.023)
<i>Loss</i>	0.028 (0.491)	0.032 (0.316)	-0.117 (0.371)	0.035 (0.416)	-0.037 (0.744)	0.025 (0.439)	0.119 (0.442)	0.005 (0.904)	0.083 (0.540)	0.013 (0.705)
<i>Big4</i>	0.007 (0.861)	-0.019 (0.541)	0.026 (0.559)	0.019 (0.798)	0.020 (0.552)	0.029 (0.609)	0.125 (0.533)	-0.004 (0.926)	0.051 (0.777)	-0.027 (0.405)
<i>Lnfee</i>	-0.027 (0.202)	-0.001 (0.938)	-0.031 (0.191)	-0.049* (0.092)	-0.016 (0.388)	-0.044** (0.041)	-0.050 (0.638)	-0.019 (0.396)	0.016 (0.866)	0.003 (0.869)
Constant	0.832*** (0.000)	1.214*** (0.000)	1.621*** (0.000)	1.769*** (0.000)	1.932*** (0.000)	2.026*** (0.000)	0.270 (0.857)	0.816*** (0.000)	0.312 (0.815)	1.233*** (0.000)
Observations	17,392	17,392	8,768	8,624	8,768	8,624	2,036	15,356	2,036	15,356
MSE	1.0433	0.84561	0.95104	0.96642	0.72035	0.7163	0.94645	1.071	0.82237	0.8833

最后,考虑到模型可能存在内生性问题,本文还运用了 PSM 方法进行进一步测试,将处理组(异常审计时滞大于 0 的一组)与对照组(异常审计时滞小于或者等于 0 的一组)进行匹配,并将匹配后的样本进行回归检验。匹配成功后一共得到 14,304 个样本,结果如表 10 所示。由表 10 可以看出,异常审计时滞 *ARL* 和审计时滞天数 *Lag* 至少在 5% 的显著性水平上与未来股价崩盘风险显著正相关,即考虑内生性后所有结论仍然成立。

表 10 PSM 内生性检验结果

Variables	(1) <i>FNCSKEW</i>	(2) <i>FDUVOL</i>	(3) <i>FNCSKEW</i>	(4) <i>FDUVOL</i>
<i>ARL</i>	0.090** (0.035)	0.082** (0.013)		
<i>Lag</i>			0.098*** (0.008)	0.093*** (0.001)
<i>NCSKEW</i>	-0.094*** (0.000)		-0.094*** (0.000)	
<i>DUVOL</i>		-0.141*** (0.000)		-0.142*** (0.000)
<i>Ret</i>	0.230*** (0.000)	0.165*** (0.000)	0.230*** (0.000)	0.165*** (0.000)
<i>Mtb</i>	0.001 (0.895)	-0.013* (0.080)	0.002 (0.810)	-0.012 (0.107)
<i>Size</i>	-0.027 (0.313)	-0.039* (0.054)	-0.029 (0.275)	-0.041** (0.042)
<i>Lev</i>	0.047 (0.655)	0.008 (0.918)	0.052 (0.622)	0.013 (0.869)

<i>Cr</i>	0.014* (0.085)	0.012* (0.062)	0.014* (0.088)	0.012* (0.065)
<i>Roa</i>	-0.396 (0.129)	-0.575*** (0.004)	-0.331 (0.206)	-0.514*** (0.009)
<i>Loss</i>	0.057 (0.174)	0.046 (0.148)	0.053 (0.205)	0.042 (0.184)
<i>Big4</i>	-0.053 (0.428)	-0.040 (0.432)	-0.054 (0.416)	-0.042 (0.418)
<i>Lnfee</i>	0.078** (0.037)	0.029 (0.294)	0.076** (0.044)	0.027 (0.335)
Constant	-0.615 (0.273)	0.733* (0.080)	-0.969* (0.092)	0.397 (0.356)
Observations	14,304	14,304	14,304	14,304
Year/Industry	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Adj. R <sup>2</sup>	0.0733	0.1069	0.0735	0.1073
F	46.75	68.92	46.99	69.26

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

## 六、 研究结论与启示

审计师作为资本市场的信息中介，在经济发展之中具有不可替代的作用，是广大投资者获取上市公司可靠年报信息的重要渠道。然而，本文的研究表明，审计师延长的审计时间并未带来会计信息质量的提高，异常审计时滞恰恰是上市公司未来股价崩盘的事前信号。具体而言，本文有如下结论：上市公司的异常审计报告时滞与其未来的股价崩盘风险显著正相关，即审计延迟可以作为上市公司股价崩盘的事前信号，具有一定的预警作用；进一步地，上述结果仅出现在内控质量较差和非审计师行业专长组，这说明审计时滞的预警作用受到上市公司内部控制水平和审计师行业专长的异质影响。具体而言，当上市公司的内部控制水平较高或者审计事务所具有行业专长时，审计报告时滞与股价崩盘风险的关系会有所减弱，这说明良好的内外部信息环境具有一定的监督治理作用，能够抑制管理层利用虚假财务报告隐藏坏消息的动机。

本文的研究兼具理论与现实意义。本文在控制上市公司基本面变化的基础上采用建模的方式估计出公司的异常审计报告时滞，从审计功能这一新的角度入手，着眼于审计报告时滞的经济后果，探讨它对股价崩盘风险的影响。本文的研究结果丰富了上市公司股价崩盘诱因和审计时滞经济后果两方面的文献。同时，本文揭示了审计报告时滞与未来股价崩盘风险之间的关系，提醒利益相关者监督和关注异常审计时滞这一预示股价崩盘的信号，有利于保护投资者的财富，维护资本市场的稳定，促进经济健康发展。

“Open Access. This article is distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License which permits any use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author(s) and the source are credited.”

## 参考文献

- 曹丰、鲁冰、李争光、徐凯，2015，“机构投资者降低了股价崩盘风险吗？”，《会计研究》第11期，55-61+97。
- 方红星、金玉娜，2013，“公司治理、内部控制与非效率投资：理论分析与经验证据”，《会计研究》第7期，63-69+97。
- 黄政、吴国萍，2017，“内部控制质量与股价崩盘风险：影响效果及路径检验”，《审计研究》第4期，48-55。
- 江轩宇、伊志宏，2013，“审计行业专长与股价崩盘风险”，《中国会计评论》第2期，133-150。
- 罗进辉、黄泽悦，2017，“管理者过度自信、内部控制质量与股价崩盘风险”，《财务研究》第5期，46-59。
- 孙光国、杨金凤，2013，“高质量的内部控制能提高会计信息透明度吗？”，《财经问题研究》第7期，77-86。
- 万东灿，2015，“审计收费与股价崩盘风险”，《审计研究》第6期，85-93。
- 谢盛纹，2011，“最终控制人性性质、审计行业专业性与控股股东代理成本—来自我国上市公司的经验证据”，《审计研究》第5期，64-73。
- 许年行、江轩宇、伊志宏、徐信忠，2012，“分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险”，《经济研究》第7期，127-140。
- 叶康涛、曹丰、王化成，2015，“内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗？”，《金融研究》第2期，192-206。
- Abernathy, J. L., Barnes, M., Stefaniak, C., and Weisbarth, A. (2017), 'An international perspective on audit report lag: A synthesis of the literature and opportunities for future research', *International Journal of Auditing* 21 (1): 100-127.
- Ashton, R. H., Willingham, P. R., and Elliot, R. K. (1987), 'An empirical analysis of audit delay', *Journal of Accounting Research* 25 (2): 275-292.
- Bazerman, M. H., Morgan, K. P., and Loewenstein, G. (1997), 'The impossibility of auditor independence', *MIT Sloan Management Review* 38 (4): 89-94.
- Bedard, J. C. and Johnstone, K. M. (2004), 'Earnings manipulation risk, corporate governance risk, and auditors' planning and pricing decisions', *The Accounting Review* 79 (2): 277-304.
- Blankley, A. I., Hurtt, D. N., and MacGregor, J. E. (2014), 'The relationship between audit report lags and future restatements', *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 33 (2): 27-57.
- Braun, R. L. (2000), 'The effect of time pressure on auditor attention to qualitative aspects of misstatements indicative of potential fraudulent financial reporting', *Accounting, Organizations and Society* 25 (3): 243-259.
- Bryant-Kutcher, L., Peng, E. Y., and Weber, D. P. (2013), 'Regulating the timing of disclosure: Insights from the acceleration of 10-K filing deadlines', *Journal of*

- Accounting Public Policy* 32 (6): 475–494.
- Caramanis, C. and Lennox, C. (2008), ‘Audit effort and earnings management’, *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 116–138.
- Chambers, A. E. and Penman, S. H. (1984), ‘Timeliness of reporting and the stock price reaction to earnings announcements’, *Journal of Accounting Research* 22 (1): 21–47.
- Chan, K. H., Luo, V. W., and Mo, P. L. L. (2016), ‘Determinants and implications of long audit reporting lags: Evidence from China’, *Accounting and Business Research* 46 (2): 145–166.
- Chen, J., Hong, H., and Stein, J. C. (2001), ‘Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices’, *Journal of Financial Economics* 61 (3): 345–381.
- Dunn, K. A. and Mayhew, B. W. (2004), ‘Audit firm industry specialization and client disclosure quality’, *Review of Accounting Studies* 9 (1): 35–58.
- Ferguson, M. J., Seow, G. S., and Young, D. (2004), ‘Nonaudit Services and Earnings Management: UK Evidence’, *Contemporary Accounting Research* 21 (4): 813–841.
- Francis, B., Hasan, I., and Li, L. (2016), ‘Abnormal real operations, real earnings management, and subsequent crashes in stock prices’, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 46 (2): 217–260.
- Gibbins, M., Salterio, S., and Webb, A. (2001), ‘Evidence about auditor-client management negotiation concerning client’s financial reporting’, *Journal of Accounting Research* 39 (3): 535–563.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H. (2009), ‘Opaque financial report,  $R^2$ , and crash risk’, *Journal of Financial Economics* 94 (1): 67–86.
- Jin, L. and Myers, S. C. (2006), ‘ $R^2$  around the world: New theory and new tests’, *Journal of Financial Economics* 79 (2): 257–292.
- Kim, J. B., Li, Y., and Zhang, L. (2011a), ‘Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis’, *Journal of Financial Economics* 100 (3): 639–662.
- Kim, J. B., Li, Y., and Zhang, L. (2011b), ‘CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes’, *Journal of Financial Economics* 101 (3): 713–730.
- Kim, J. B., Wang, Z., and Zhang, L. (2016), ‘CEO overconfidence and stock price crash risk’, *Contemporary Accounting Research* 33 (4): 1720–1749.
- Kim, J. and Zhang, L. (2014), ‘Financial reporting opacity and expected crash risk: Evidence from implied volatility smirks’, *Contemporary Accounting Research* 31 (3): 851–875.
- Kim, J. and Zhang, L. (2016), ‘Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence’, *Contemporary Accounting Research* 33 (1): 412–441.
- Knechel, W. R. and Payne, J. L. (2001), ‘Additional evidence on audit report lag’, *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 20 (1): 137–146.

- Knechel, W. R., Rouse, P., and Schelleman, C. (2009), 'A modified audit production framework: Evaluating the relative efficiency of audit engagements', *The Accounting Review* 84 (5): 1607–1638.
- Krishnan, G. V. (2005), 'The association between Big 6 auditor industry expertise and the asymmetric timeliness of earnings', *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 20 (3): 209–228.
- Lee, H. Y., Mande, V., and Son, M. (2009), 'Do lengthy auditor tenure and the provision of non-audit services by the external auditor reduce audit report lags?', *International Journal of Auditing* 13 (2): 87–104.
- López, D. M. and Peters, G. F. (2011), 'Auditor workload compression and busy season auditor switching', *Accounting Horizons* 25 (2): 357–380.
- McNair, C. J. (1991), 'Proper compromises: The management control dilemma in public accounting and its impact on auditor behavior', *Accounting, Organizations and Society* 16 (7): 635–653.
- Myers, J. N., Myers, L. A., and Omer, T. C. (2003), 'Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation?', *The Accounting Review* 78 (3): 779–799.
- Nelson, M. W. (2009), 'A model and literature review of professional skepticism in auditing', *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 28 (2): 1–34.
- Romanus, R. N., Maher, J. J., Harrell, M., and Fleming, D. (2008), 'Auditor industry specialization and accounting restatements', *Accounting Horizons* 22 (4): 389–413.
- Weick, K. E. (1983), 'Stress in accounting Systems', *The Accounting Review* 58 (2): 350–369.

## 附录 A：变量定义表

变量符号	变量名称	度量方法
<i>FNCSKEW</i>	未来股价崩盘风险	第 $t+1$ 年股票收益率负向偏态系数，由模型（4）计算得出
<i>FDUVOL</i>	未来股价崩盘风险	第 $t+1$ 年股票收益率上下波动比率，由模型（5）计算得出
<i>ARL</i>	异常审计报告时滞	由模型（2）计算得出
<i>NCSKEW</i>	当年股价崩盘风险	第 $t$ 年股票收益率负向偏态系数，由模型（4）计算得出
<i>DUVOL</i>	当年股价崩盘风险	第 $t$ 年股票收益率上下波动比率，由模型（5）计算得出
<i>Ret</i>	股票年度平均周收益率	股票 $i$ 年在第 $t$ 年中的平均周收益率
<i>Mtb</i>	市值账面比	市值 / 资产
<i>Size</i>	公司规模	取总资产的对数
<i>Leverage</i>	资产负债率	负债 / 资产
<i>Cr</i>	流动比率	流动资产 / 流动负债
<i>Roa</i>	资产报酬率	股票 $i$ 在第 $t$ 年的净利润/总资产
<i>Loss</i>	当年是否亏损	净利润小于 0 则取 1，否则取 0
<i>Big4</i>	是否由四大事务所审计	由四大事务所审计则取 1，否则取 0
<i>Lnfee</i>	审计费用	取审计费用的对数