

预防性监管能够抑制股价崩盘风险吗?^①

——基于交易所年报问询函的研究

张俊生, 汤晓建*, 李广众

(中山大学管理学院, 广州 510275)

摘要: 中国共产党的十九大报告提出, 要健全金融监管体系. 现有关于金融市场监管的实证研究几乎都关注于事发后的处罚. 然而, 从防范风险的视角来看, 预防性监管应扮演重要角色. 近年来, 沪深交易所针对上市企业年报中可能存在的风险苗头, 向上市公司及时发送问询函, 这是预防性监管的体现. 为此, 以交易所年报问询函作为实验环境, 分析预防性监管是否能有效降低金融市场风险. 研究发现, 交易所年报问询函的确能够降低公司股价崩盘风险, 而且, 这种影响在信息透明度较低公司中更为明显. 研究为完善投资者利益保护机制、维护金融市场稳定提供了新的监管思路.

关键词: 预防性监管; 年报问询函; 股价崩盘风险; 信息透明度

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)10-0112-15

0 引言

中国共产党的十九大报告提出, “健全金融监管体系, 守住不发生系统性金融风险的底线”. 这是从国家战略高度指明金融监管在风险防范中的作用. 不过, 从目前学术界的研究(尤其是实证研究)来看, 迄今关于监管的研究大多是基于事后的视角, 即监管处罚后的经济后果^[1-3]. 然而, 正如《上海证券报》2017年12月6日第7版的文章《守住底线更应注重主动性预防性监管》所强调的, “在监管实践中, 人们习惯于事后惩罚. 但从资本市场发展的规律和监管的效果出发, 立足主动预防性监管, 把重点放在对违法、违规行为的事前警示上, 更见成效.”

近年来, 我国沪深交易所开始推行问询函制度. 所谓问询函是指交易所对上市公司日前披露的重大信息或在审核上市公司提交的相关文件的过程中发现的问题表示关注, 希望上市公司就相

关问题做出答复. 问询函制度起源于2006年12月13日证监会发布的《上市公司信息披露管理办法》. 该文件指出, “证券交易所应当对上市公司及其他信息披露义务人披露的信息进行监督, 督促其依法及时、准确地披露信息, 对证券及其衍生品交易实行实时监控”. 这明确了证券交易所监督职能之一是加强对上市公司信息披露的监管. 而问询函就成为了证券交易所监管上市公司信息披露的主要监管手段. 具体地, 根据上交所和深交所《股票上市规则》, 它们明确要求上市公司应当在固定期限内如实回复交易所就相关事项提出的问询.

问询函的主要目的是请上市公司补充相关信息、核实相关问题, 并履行信息披露义务, 是种日常的提醒手段. 我国问询函制度的实施主体是上海证券交易所和深圳证券交易所. 这两个交易所与美国等市场交易所单纯地履行交易功能不同,

① 收稿日期: 2018-04-25; 修订日期: 2018-07-05.

基金项目: 国家社会科学基金十九大专项课题资助项目(18VJ072); 国家自然科学基金资助项目(71672205; 71772079; 71790603; 71332004); 教育部人文社会科学基金资助项目(15YJC630171).

通讯作者: 汤晓建(1989—), 男, 江苏海门人, 博士生. Email: janlya@126.com

他们还承担一定的监管职能。例如,在深交所的网站^②中专门有 1 个栏目是“监管信息公开”,具体包括了监管动态、监管措施、问询函件、信息披露考评、短线交易等等监管的内容。其中,问询函件正是本文关注的内容。深交所从 2014 年开始,在上述“监管信息公开”专栏发布年报问询函以及要求相应公司对此进行及时发布回复函。据统计,2014 年~2016 年被出具年报问询函公司占比分别为 8.90%、10.77% 和 11.02%,呈现出上升的趋势。

年报问询函可视作预防性的监管行为。在公司年报信息披露等问题性质尚未恶化前,年报问询函对公司潜在的信息披露违规行为起到了警示和整改的作用。让公司对原有信息进行补充说明或修正,以避免公司因年报信息披露问题而产生真实的信息披露违规行为,从而促使公司免受行政性的处罚。所以,年报问询函是预防因年报信息披露违规而被行政处罚的监管行为。从逻辑上看,在公司年报发布后^③,监管机构发布针对某公司的年报问询函,一定程度上增强了投资者对相应公司的年报解读能力,对投资者起到了风险警示的作用^④。而且,理论上,管理层机会主义行为促使管理层倾向在信息披露中隐瞒“坏消息”,以致这些“坏消息”积聚到一定水平时会造成股价的崩盘^[4]。而年报问询函可以促使管理层释放更多隐藏在年报里的“坏消息”,降低潜在财务报告舞弊行为带来的负面影响,从而降低股价崩盘带来的风险。不过,迄今尚缺乏关于预防性监管在缓解股价崩盘风险方面的实证研究。

为此,本文基于 2014 年~2016 年深圳证券交易所年报问询函的数据,检验作为预防性监管之年报问询函能否降低股价的崩盘风险。研究发

现,交易所年报问询函的确能够显著降低公司股价崩盘风险。在信息透明度较低的公司中的效果更为明显。这意味着年报问询函作为预防性监管方式对缓解资本市场风险集聚具有积极作用。

本文研究的特点在于:首先,与之前的金融监管文献主要关注事后监管不同,主要研究的是预防性监管问题,这对主动性风险防范具有积极意义,也符合十九大金融监管精神;其次,拓宽了股价崩盘风险影响因素的研究视角,丰富了股价崩盘风险研究的相关文献。已有文献主要关注财务报告质量^[5-6]、公司税收规避^[4]、经理人激励^[7-8]、内部控制^[9-10]、机构投资者^[11]、高管个人特征^[12-13]、融资融券交易^[14]等对股价崩盘风险的影响,但缺乏从公共执法视角去探究公司股价崩盘风险影响因素;再者,拓宽了问询函经济后果的研究,丰富了问询函研究的相关文献。已有问询函经济后果研究主要关注问询函的市场反应^[15],是否存在行业“溢出效应”^[16]以及对税收规避^[17]的影响等,但缺乏年报问询函作为预防性监管手段在金融风险防范中的作用的分析。

本文的研究结果表明年报问询函作为预防性监管机制能够起到稳定市场股价的作用,这对于完善投资者利益保护机制、维护金融市场稳定提供了新的监管思路。

1 文献回顾与研究假设

1.1 关于问询函的文献回顾

美国的安然事件发生后,“萨班斯-奥克斯利法案”第 408 条款明确要求美国证券交易委员会(SEC)至少 3 年 1 次对任意一家上市公司进行

② <http://www.szse.cn/main/disclosure/jgxxgk/wxhj/>

③ 如果公司年报中存在信息披露问题,交易所一般是在年报发布后问询,但并没有固定的时间间隔。在上市公司年报发布后、下个年度报告发布前,交易所可能随时会对上市公司当期年报进行问询。例如,两者间隔较短时间的:星星科技(300256)在 2015 年 2 月 17 日发布了 2014 年年度报告,深交所于 2015 年 4 月 17 日对其年报中相关信息披露问题进行了问询。两者间隔较长时间的:宝德股份(300023)在 2015 年 3 月 10 日发布了 2014 年年度报告,深交所于 2015 年 6 月 28 日对其年报中相关信息披露问题进行了问询。

④ 例如,华泽钴镍(000693)在 2015 年 4 月 24 日收到深圳证券交易所公司管理部发出的《关于对成都华泽钴镍材料股份有限公司的年报问询函》。该问询函要求华泽钴镍(000693)对 2014 年年度报告做以下补充解释:1)说明其两家子公司非经常性损益年报披露与实际数存在差异的原因;2)补充披露存货跌价准备、坏账准备以及固定资产减值准备计提明细情况及计提原因;3)逐项说明全部资产现金回收率、销售现金比例、销售费用占营业收入比重与上一年度数据相比变动的合理性;4)说明主要产品毛利率与同行业上市公司差异产生原因;5)补充说明涉及关联方交易的资产后续处置问题。华泽钴镍(000693)在 2015 年 6 月 9 日发布了《成都华泽钴镍材料股份有限公司关于 2014 年年度报告的补充公告》,以此回复了年报问询函的部分问题。

年报检查. 如果某个公司被 SEC 发现年报存在问题, 那么 SEC 会向其发布问询函. 从 2005 年 5 月 12 日起, SEC 开始在其官网 EDGAR 系统里详细披露对部分上市公司的问询函^[18]. 作为重要的监管手段, SEC 问询函发布之后就引起了学术界的关注. 迄今有关问询函的研究可以分为如下两类: 年报问询函的影响因素和经济后果研究.

第一, 问询函发布的影响因素. 哪些公司更容易收到年报问询函? Cassell 等^[19]研究发现, 较差盈利能力、较高业务复杂程度、聘任小规模审计公司和公司治理薄弱的公司更可能收到年报问询函. 另外, 根据监管俘获 (regulatory capture hypothesis) 假说, 如果公司因违规而面临监管机构证券执法, 政治关联的公司会委托代表他们利益的政府官员向监管机构“求情”, 以此获得“从宽处理”^[20], 从而降低了被监管机构证券执法的可能性^[21-22]. 但是, 与监管俘获假说不一致的是, 政治关联会增加公司收到年报问询函的可能性^[23].

第二, 问询函发布的经济后果. 首先, 投资者对年报问询函存在怎样的市场感知? Johnston 和 Petacchi^[15]研究发现, 年报问询函有助于降低公司股票买卖价差风险, 以及增加公司盈余反应系数, 表明年报问询函改善了公司财务报告环境, 获得了投资者积极的市场反应. 由此可见, 年报问询函, 向投资者补充披露年报中关键信息, 增强了投资者对公司年度报告信息解读能力, 从而提高了投资者决策的有效性. 其次, 年报问询函对同行业公司信息披露存在“溢出效应”. Brown 等^[16]以强制年报风险信息披露为实验环境, 研究发现, 当同行业公司收到有关风险信息披露的年报问询函时, 同行业其他公司会在下一会计年度改善年报中风险信息披露水平. 最后, 年报问询函有助于缓解公司管理层与投资者之间的信息不对称程度^[24], 降低公司税收规避程度^[17], 提高分析师预测的准确性^[25].

1.2 研究假设

金融市场风险的重要体现是股价崩盘风险. 鉴于崩盘风险的严重性, 近年来很多研究分析是什么导致或抑制股价崩盘风险. 归纳来看, 这些影响因素包括财务报告质量^[5-6]、公司税收规避^[4]、经理人激励^[7-8]、内部控制^[9-10]、机构投资者^[11]、

高管个人特征^[12-13]、融资融券交易^[14]等. 股价崩盘风险形成的重要机制是公司“坏消息”的隐藏和积累, 而坏消息的隐藏源于代理问题和管理层的过度自信.

首先, 从代理理论视角来看, 公司所有权与控制权的分离致使管理层与股东的利益并不是一致的^[26-27]. 基于“自利”角度 (包括了薪酬奖励计划、岗位稳定性等), 在强制信息披露要求下, 经理人会隐藏公司“坏消息”^[28]. 其次, 基于行为心理学角度, 经理人“过度自信”可能会导致经理人隐藏“坏消息”. 也就是, 经理人自认为公司随后运营并不会受“坏消息”影响, 会如他们预期好的方向发展, 没必要及时向投资者披露公司层面的“坏消息”. Graham 等^[29]以问卷访谈的方式, 向超过 400 位经理人询问了公司报告会计盈余和信息披露决定的影响因素. 从问卷和采访回复中, 部分 CFO 认为在要求披露“坏消息”前, 公司相关经营状况会得到改善, 而没必要及时向投资者披露公司层面的“坏消息”.

但是, 年报披露中经理人向投资者隐藏公司层面的“坏消息”, 是有一定阈值的. 当公司层面的“坏消息”达到一定程度的阈值, 股价崩盘现象随之而来^[30-34]. 所以, 如果公司管理层在年报中隐藏了公司层面的“坏消息”, 那么, 这种“坏消息”积聚到一定水平后, 投资者会感知到, 并大量抛售股票, 以此诱发了公司股价崩盘. 然而, 年报问询函制度的出现, 可能降低隐藏“坏消息”形成的股价崩盘风险. 虽然, 问询函并不一定意味着公司出现信息披露违规行为, 但年报问询函是监管层关注到的公司信息披露、会计处理等方面可能做得不准确或者不清楚的地方, 甚至可能发生的违规行为. 年报问询函可以促使公司向投资者补充披露或者回复解释年报中之前未涉及的某些关键信息, 降低了公司管理层与投资者之间的信息不对称程度. 这种监管前移的方式, 有助于缓解公司与资本市场之间的信息不对称, 也迫使公司减少“坏消息”的隐藏. 从而有助于降低出现股价崩盘的概率. 此前, 相关的研究能侧面提供一些间接证据. 例如, 陈运森等^[31]发现, 问询函收函公告日附近的累计超额回报率呈现如下的特征: 在 -3 天到 +1 天的时间窗口累计超额收益率呈现下降

趋势至 -1.7%, 而后反转至第 +3 天的 -1.1%。回函公告日附近的累计超额回报率则呈现单边上涨的趋势, 累计回报率从第 -3 天的 0.1% 涨至第 +3 天的 1.4%。因此, 综合来看, 问询函发布向投资者传递了公司可能有信息披露不准确等负面消息, 但是当公司回函一一解答后, 市场的股价反应平均而言可以收复之前股价下跌的幅度。在问询函一个完整的周期, 监管层的预防性监管向市场注入了信息, 降低了公司与外部投资者之间的信息不对称程度。这有利于降低后续的股价崩盘风险。因此, 提出如下假设。

H1 限定条件下, 交易所年报问询函显著降低了公司股价崩盘风险。

理论上, 不透明的公司财务报告信息会诱发公司股价崩盘的风险^[5-6]。反向的证据也表明, 实施国际财务报告准则的公司不利于“坏消息”隐藏, 从而降低了公司股价崩盘风险^[32]。公司信息越不透明, 确实增加了经理人隐藏“坏消息”的可能性, 促使“坏消息”在未来期积聚到一定的阈值, 造成股票价格崩盘。不过, 正如前文的论述, 年报问询函不仅仅给了经理人充足的时间去及时释放公司层面的“坏消息”, 而且也给了投资者“理性化”和充足的决策调整时间。由此, 在这两种因素的作用下, 信息越不透明的公司, 隐藏的公司层面“坏消息”可能更多, 借着年报问询函的时机, 促使这些“坏消息”陆续释放, 也促使投资者“理性化”地回应这些信息, 以此起到稳定股价的作用。因此, 相比于信息透明度较高的公司, 年报问询函对股价崩盘风险的抑制作用在信息透明度较低的公司中影响更大。所以, 提出如下假设。

H2 限定条件下, 相比于信息透明度较高的公司, 交易所年报问询函显著降低了信息透明度较低公司的股价崩盘风险。

2 研究设计

2.1 数据来源

我国问询函制度的实施主体是上海证券交易所和深圳证券交易所。从 2014 年开始, 深交所在其“监管信息公开”专栏发布年报问询函以及要求相应公司及时发布回复函。而上交所是从 2017

年才开始在其“监管信息公开”专栏公开发布年报问询函, 但并未公布公司回函信息。因此, 深圳证券交易所的年报问询函披露情况比上海证券交易所的披露情况更完善。鉴于此, 本文主要选取 2014 年~2016 年深圳证券交易所年报问询函的数据。数据选取的原则是: 1) 剔除金融行业的上市公司; 2) 剔除 1 个会计年度中股票交易日少于 26 周的上市公司^[4]。由此, 得到 4 582 家样本公司。其中, 收到年报问询函公司的数量为 413 家, 占总样本公司数量的 9.01%。为了控制样本自选择的影响, 采用了 1:1 无放回近邻 PSM 匹配的方法获得 376 个处置样本和 376 个配对样本, 共计 752 家样本公司。此外, 为了缓解异常值的影响, 对连续变量在 1% 到 99% 分位数水平上进行了 Winsorize 处理。公司年报问询函数据来自深交所网站, 而财务及其他数据来源于 CSMAR 数据库。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

借鉴文献 [4, 5, 7, 33] 等关于股价崩盘风险的经典文献, 本文选取第 $t+1$ 期负收益偏态系数 (negative conditional return skewness) 和第 $t+1$ 期收益上下波动的比率 (down-to-up volatility) 作为股价崩盘风险的替代变量。两者数值越大, 表明股价崩盘风险越高。具体计算过程如下。

1) 负收益偏态系数。

考虑市场因素的影响, 使用个股周收益率对市场周流通市值加权平均收益率的回归, 得出个股未被市场所解释的部分。具体估计模型如下

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} R_{m,t-2} + \beta_{2,i} R_{m,t-1} + \beta_{3,i} R_{m,t} + \beta_{4,i} R_{m,t+1} + \beta_{5,i} R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 $R_{i,t}$ 为公司 i 的第 t 周个股收益率, $R_{m,t-2}$ 为第 $t-2$ 周市场收益率, $R_{m,t-1}$ 为第 $t-1$ 周市场收益率, $R_{m,t}$ 为第 t 周市场收益率, $R_{m,t+1}$ 为第 $t+1$ 周市场收益率, $R_{m,t+2}$ 为第 $t+2$ 周市场收益率; $\varepsilon_{i,t}$ 为个股未被市场所解释的部分。如果 $\varepsilon_{i,t}$ 为负且绝对值越大, 说明公司 i 的股票与市场收益相背离的程度越大。加入市场周收益率滞后项和超前项的原因是为了控制非同步交易带来的影响^[34]。使用 $W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 作为公司特定周收益率。

因此, 衡量股价崩盘风险的第一个指标为负

收益偏态系数,记为 $NCSKEW$. 具体计算公式如下

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

其中 n 为股票 i 在第 t 年中交易的周数.

2) 收益上下波动的比率.

衡量股价崩盘风险第二个指标为收益上下波动的比率,记为 $DUVOL$,它可以捕捉到股票收益率非对称波动. 具体计算公式如下

$$DUVOL_{i,t} = \ln \frac{(n_u - 1) \sum_{\text{down}} W_{i,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{\text{up}} W_{i,t}^2} \quad (3)$$

其中 n_u (n_d) 为股票 i 的周回报率高于(低于)当年回报率均值的周数.

2.2.2 解释变量

预防性监管的替代变量为公司是否被交易所发布年报问询函($ECL_{i,t}$),如果公司被交易所发布了年报问询函,则取值为1;否则,取值为0.

2.2.3 控制变量

借鉴以往研究^[4,5,7,33] 本文分别选取以下变量

作为控制变量: 个股月均超额换手率($DTURN_{i,t}$),其值等于第 t 年的月均换手率; 公司会计年度周收益标准差($SIGMA_{i,t}$); 公司会计年度周收益平均值($RET_{i,t}$); 公司规模($SIZE_{i,t}$),其值等于期末资产取对数; 账面市价比值($MB_{i,t}$); 资产负债率($LEV_{i,t}$),其值等于公司负债总额与资产总额比值; 资产收益率($ROA_{i,t}$),其值等于(利润总额+财务费用)/资产总额; 借鉴 Dechow 等^[35] 计算得出的可操控性应计值($ABACC_{i,t}$). 此外,也控制了以下变量: 信息透明度($OPAQUE_{i,t}$),根据深交所信息披露考评结果计算得出. 具体地,如果公司该项等级为 A,取值为0; 为 B 或者 C,取值为1; 为 D,取值为2. 即,该数值越大,公司信息越不透明. 企业性质($SOE_{i,t}$),公司为国有控股上市公司,取值为1,公司为民营控股上市公司,取值为0. 是否国际“四大”审计($BIGA_{i,t}$),如果公司被国际“四大”财务报表审计,取值为1,否则,取值为0; 公司上市年限($AGE_{i,t}$). 最后,本文通过行业和年份虚拟变量控制了行业和年份固定效应. 具体变量定义如表1所示.

表1 变量定义表

Table 1 Variables definition

变量	变量定义
股价崩盘 风险变量	$NCSKEW_{i,t+1}$ 超前1期负收益偏态系数
	$DUVOL_{i,t+1}$ 超前1期收益上下波动比率
年报问询 函变量	$ECL_{i,t}$ 如果公司被深交所发布了针对当期的年报问询函,取值为1; 否则,取值为0
控制 变量	$DTURN_{i,t}$ 个股月均换手率
	$NCSKEW_{i,t}$ 当期负收益偏态系数
	$DUVOL_{i,t}$ 当期收益上下波动的比率
	$SIGMA_{i,t}$ 公司当期会计年度周收益标准差
	$RET_{i,t}$ 公司当期会计年度周收益平均值
	$SIZE_{i,t}$ 公司规模,其值等于当期期末资产取对数后的值
	$MB_{i,t}$ 账面市价比
	$LEV_{i,t}$ 资产负债率,其值等于公司负债总额与资产总额的比值
	$ROA_{i,t}$ 资产收益率,其值等于(利润总额+财务费用)/资产总额
	$ABACC_{i,t}$ 借鉴 Dechow 等的计算得出的当期可操控性应计值
	$OPAQUE_{i,t}$ 信息透明度. 根据深交所信息披露考评结果计算得出,如果公司该项等级为 A,取值为0; 为 B 或者 C,取值为1; 为 D,取值为2. 即,该数值越大,公司信息越不透明
	$SOE_{i,t}$ 企业性质. 如果公司为国有控股,取值为1; 如果公司为非国有控股,取值为0
	$BIGA_{i,t}$ 如果公司被国际“四大”财务报表审计,取值为1; 否则,取值为0
$AGE_{i,t}$ 上市年限	

2.3 模型设定

参考 Chen 等^[33]、Hutton 等^[5] 和 Kim 等^[4, 7]

的研究,为了验证假设 1,本文构建了如下检验模型(4)

$$\begin{aligned} NCSKEW_{i,t}(DUVOL_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 ECL_{i,t} + \alpha_2 OPAQUE_{i,t} + \alpha_3 DTURN_{i,t} + \alpha_4 NCSKEW_{i,t}(DUVOL_{i,t}) + \\ & \alpha_5 SIGMA_{i,t} + \alpha_6 RET_{i,t} + \alpha_7 MB_{i,t} + \alpha_8 LEV_{i,t} + \alpha_9 ROA_{i,t} + \alpha_{10} ABACC_{i,t} + \\ & \alpha_{11} SOE_{i,t} + \alpha_{12} BIG4_{i,t} + \alpha_{13} AGE_{i,t} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

其中如果 α_1 为负值,且在统计上显著,则表明年报问询函降低了公司股价崩盘风险。

为了验证假设 2,构建了如下模型(5)

$$\begin{aligned} NCSKEW_{i,t}(DUVOL_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 ECL_{i,t} + \alpha_2 OPAQUE_{i,t} + \alpha_3 ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t} + \alpha_4 DTURN_{i,t} + \\ & \alpha_5 NCSKEW_{i,t}(DUVOL_{i,t}) + \alpha_6 SIGMA_{i,t} + \alpha_7 RET_{i,t} + \alpha_8 MB_{i,t} + \alpha_9 LEV_{i,t} + \\ & \alpha_{10} ROA_{i,t} + \alpha_{11} ABACC_{i,t} + \alpha_{12} SOE_{i,t} + \alpha_{13} BIG4_{i,t} + \alpha_{14} AGE_{i,t} + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

其中如果 α_3 为负值,且在统计上显著,则表明相比于信息透明度较高的公司,交易所年报问询函显著降低信息透明度较低公司的股价崩盘风险。

均值为 0.002。这些股价崩盘风险控制变量均值结果基本与以往研究一致。

表 2 中 B 组反映了不同信息透明度条件下被接受问询函统计结果。可见,信息透明度的分值从 0 至 2,接收到年报问询函的公司分别为 6 家、317 家和 53 家。尤其,在信息透明度分值为 2 时,相应公司都接收到了深交所的年报问询函。而且,在信息透明度分值为 1 时,仅有 1 家公司没有接收到深交所的年报问询函,而其余 317 家公司都接收到了深交所的年报问询函。由此表明,信息透明度较差的公司更容易收到交易所发布年报问询函。这也表明信息透明度较差的公司可能隐藏的公司层面“坏消息”会较多。

3 实证结果分析与讨论

3.1 描述性统计

表 2 列示了本文使用变量的描述性统计结果。其中 A 组表明 $NCSKEW_{i,t+1}$ 和 $DUVOL_{i,t+1}$ 均值分别为 -0.282 和 -0.199,与以往中国情境下上市公司的股价崩盘风险研究较为类似^[36, 89]。其次 $ECL_{i,t}$ 均值为 0.5,表明在采用了 1:1 无放回近邻 PSM 匹配的方法后接收到问询函的公司和未接收到问询函的公司数量是对等的。再者, $OPAQUE_{i,t}$ 均值为 0.564, $SOE_{i,t}$ 均值为 0.274,表明国有控股公司占样本公司总数比例为 27.4%,而非国有控股公司的占比为 72.6%。 $BIG4_{i,t}$ 均值为 0.049,表明有 4.9% 的样本公司选择了国际“四大”财务报表审计,而有 95.1% 的样本公司选择了非国际“四大”财务报表审计。 $AGE_{i,t}$ 均值为 9.129,表明样本公司平均上市年限为 9 年。最后, $DTURN_{i,t}$ 均值为 0.429, $NCSKEW_{i,t}$ 均值为 -0.366, $DUVOL_{i,t}$ 均值为 -0.252, $SIGMA_{i,t}$ 均值为 0.080, $RET_{i,t}$ 均值为 0.009, $MB_{i,t}$ 均值为 0.378, $LEV_{i,t}$ 均值为 0.388, $ROA_{i,t}$ 均值为 0.046, $ABACC_{i,t}$

按是否被出具交易所问询函分组的关键变量均值检验,其比较结果如表 3 所示。可以发现,接收到问询函的公司 ($INQ_{i,t} = 1$) 比未接收到问询函的公司 ($INQ_{i,t} = 0$) 更可能被招致股价崩盘风险。尽管在比较两者 $DUVOL_{i,t+1}$ 均值差异时统计上并不显著,不过,两者 $DUVOL_{i,t+1}$ 差异表明了接收到问询函的公司股价崩盘风险值有大于未接收到问询函的公司股价崩盘风险值的趋势。此外,在公司是否接收到年报问询函的信息透明度 ($OPAQUE_{i,t}$) 均值比较上,接收到年报问询函公司的信息透明度在统计上显著优于未接收到年报问询函公司的信息透明度。

表2 描述性统计结果

Table 2 Summary description of variables

A组: 配对后描述性统计结果						
变量	观测值	均值	中值	标准差	最小值	最大值
$NCSKEW_{i,t+1}$	752	-0.282	-0.286	0.723	-2.331	1.686
$DUVOL_{i,t+1}$	752	-0.199	-0.205	0.512	-1.396	1.068
$ECL_{i,t}$	752	0.500	0.500	0.500	0.000	1.000
$OPAQUE_{i,t}$	752	0.564	0.000	0.622	0.000	2.000
$DTURN_{i,t}$	752	0.429	0.371	0.260	0.070	1.300
$NCSKEW_{i,t-1}$	752	-0.366	-0.359	0.692	-2.265	1.481
$DUVOL_{i,t-1}$	752	-0.252	-0.252	0.486	-1.436	0.875
$SIGMA_{i,t}$	752	0.080	0.073	0.033	0.033	0.189
$RET_{i,t}$	752	0.009	0.007	0.012	-0.012	0.055
$SIZE_{i,t}$	752	21.978	21.838	1.178	19.735	25.276
$MB_{i,t}$	752	0.378	0.327	0.217	0.058	0.998
$LEV_{i,t}$	752	0.388	0.351	0.218	0.050	0.864
$ROA_{i,t}$	752	0.046	0.049	0.066	-0.153	0.185
$ABACC_{i,t}$	752	0.002	-0.000	0.089	-0.218	0.322
$SOE_{i,t}$	752	0.274	0.000	0.446	0.000	1.000
$BIG4_{i,t}$	752	0.049	0.000	0.216	0.000	1.000
$AGE_{i,t}$	752	9.129	6.000	6.443	1.000	25.000
B组: 不同信息透明度条件下被接受问询函统计结果						
INQ	OPAQUE					
	0	1	2			
0	375	1	0			
1	6	317	53			

表3 按是否被出具交易所问询函分组的关键变量均值检验比较结果

Table 3 Mean comparison about key variables grouped by comment letters

变量	$INQ_{i,t} = 0$		$INQ_{i,t} = 1$		均值差异
	观察值	均值	观察值	均值	
$NCSKEW_{i,t+1}$	376	-0.337	376	-0.228	-0.109**
$DUVOL_{i,t+1}$	376	-0.224	376	-0.175	-0.05
$OPAQUE_{i,t}$	376	0.003	376	1.125	-1.122***

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

3.2 回归结果

考虑到样本可能存在自选择问题,也就是,年报问询函可能会抑制公司股价崩盘风险,而股价崩盘风险高的公司更可能被交易所发布年报问询函,为此,本文采用倾向匹配得分的方法(PSM)来降低样本自选择产生的内生性干扰问题。具体地,以接收到年报问询函公司为处置组,在未接收到年报问询函的公司中按照1:1无放回近邻匹配方法寻找与处置组相似的配对样本。

如表4第1列结果所示,它是被解释变量为

公司是否接收到年报问询函($ECL_{i,t}$)的probit回归结果,也是采用倾向匹配得分的方法(PSM)第一步回归结果。其中,信息透明度($OPAQUE_{i,t}$)、资产负债率($LEV_{i,t}$)、上市年限($AGE_{i,t}$)分别与公司是否接收到年报问询函($ECL_{i,t}$)存在正相关关系,且在1%统计水平上显著。而资产收益率($ROA_{i,t}$)与公司是否接收到年报问询函($ECL_{i,t}$)在1%统计水平上存在显著负相关关系,而是否国际“四大”财务报表审计($BIG4_{i,t}$)与公司是否接收到年报问询函($ECL_{i,t}$)在5%统计水平上存

表 4 年报问询函与股价崩盘风险关系回归结果

Table 4 Comment letters and stock price crash risk (PSM regression results)

变量	1	2	3	4	5
	$ECL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$
$ECL_{i,t}$	—	-0.299** (-2.05)	-0.168* (-1.67)	-0.295** (-2.01)	-0.163 (-1.62)
$OPAQUE_{i,t}$	1.144*** (9.65)	0.179* (1.69)	0.063 (0.84)	0.563*** (2.70)	0.558*** (3.96)
$ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$	—	—	—	-0.392* (-1.67)	-0.505*** (-3.13)
$DTURN_{i,t}$	-0.019 (-0.12)	-0.158 (-1.16)	0.005 (0.05)	-0.158 (-1.17)	0.005 (0.05)
$NCSKEW_{i,t}$	—	-0.007 (-0.18)	—	-0.007 (-0.18)	—
$DUVOL_{i,t}$	—	—	0.026 (0.71)	—	0.027 (0.73)
$SIGMA_{i,t}$	1.514 (0.85)	-0.138 (-0.10)	1.029 (1.01)	-0.111 (-0.08)	1.063 (1.04)
$RET_{i,t}$	4.432 (1.10)	3.827 (1.14)	-1.545 (-0.62)	3.876 (1.15)	-1.482 (-0.60)
$SIZE_{i,t}$	-0.104* (-1.85)	-0.062 (-1.59)	-0.038 (-1.32)	-0.060 (-1.52)	-0.036 (-1.22)
$MB_{i,t}$	-0.472 (-1.59)	0.021 (0.10)	0.051 (0.36)	0.018 (0.09)	0.048 (0.33)
$LEV_{i,t}$	1.160*** (6.16)	0.135 (0.74)	-0.010 (-0.08)	0.137 (0.75)	-0.007 (-0.06)
$ROA_{i,t}$	-5.229*** (-7.64)	-1.093* (-1.68)	-0.721 (-1.60)	-1.124* (-1.72)	-0.761* (-1.68)
$ABACC_{i,t}$	0.167 (0.45)	0.770** (2.21)	0.450* (1.94)	0.773** (2.21)	0.454* (1.95)
$SOE_{i,t}$	-0.157 (-0.58)	-0.098 (-1.41)	-0.029 (-0.60)	-0.099 (-1.42)	-0.030 (-0.63)
$BIG4_{i,t}$	-0.203** (-2.28)	-0.142 (-1.10)	-0.045 (-0.48)	-0.159 (-1.17)	-0.066 (-0.68)
$AGE_{i,t}$	0.026*** (4.30)	0.006 (1.11)	0.006 (1.53)	0.006 (1.15)	0.006 (1.59)
常数项	-0.076 (-0.07)	1.321* (1.68)	0.789 (1.33)	1.279 (1.61)	0.735 (1.24)
行业/年份	是	是	是	是	是
伪 R^2	0.217	—	—	—	—
调整 R^2	—	0.056	0.069	0.056	0.069
观察值	4 217	752	752	752	752

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ 1 列括号内的为 z 值 2~4 列括号内的为 t 值, 该 t 值经过异方差调整和稳健标准误是公司层面聚类调整后的值。

在显著负相关关系, 而公司规模 ($SIZE_{i,t}$) 与公司是否接收到年报问询函 ($ECL_{i,t}$) 在 10% 统计水平

上存在显著负相关关系. 此外, 其余回归变量与公司是否接收到年报问询函 ($ECL_{i,t}$) 并不存在统计

上的显著性. 由此表明, 接收到年报问询函的公司信息透明度较差、资产负债率较高、上市年限较长、资产收益率较低、公司规模较小以及倾向选择非国际“四大”财务报表审计. 所以, 根据表 4 第 1 列的回归结果特征, 本文进行以接收到年报问询函公司为处置组, 在未接收到年报问询函的公司中按照 1:1 无放回近邻匹配方法寻找与处置组相似的配对样本, 获得 376 个处置样本和 376 个配对样本, 共计 752 家样本公司.

表 4 第 2 列至第 5 列, 为采用 PSM 配对后样本的年报问询函与股价崩盘风险关系回归结果. 首先, 第 2 列实证结果表明, $ECL_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 5% 统计水平上存在显著负相关关系. 第 3 列实证结果表明, $ECL_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 10% 统计水平上存在显著负相关关系. 表明交易所年报问询函显著降低了公司股价崩盘风险, 支持了假设 1. 此外, 第 2 列实证结果表明, $OPAQUE_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 10% 统计水平上存在显著正相关关系. 第 3 列实证结果表明, $OPAQUE_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 存在正相关关系, 但在统计上并不显著. 表明较差的信息透明度容易诱发公司股价崩盘风险, 与 Hutton 等^[5]、Francis 等^[6] 研究发现一致. 其次, 第 4 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 10% 统计水平上存在显著负相关关系. 第 5 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. 表明相比于信息透明度较高的公司, 交易所年报问询函显著降低了信息透明度较低公司的股价崩盘风险, 支持了假设 2.

综上, 在控制样本自选择问题后, 年报问询函能够起到降低公司股价崩盘风险的作用, 而且这种关系在信息越不透明公司中更显著. 这表明年报问询函能够促使经理人在年报问询发布与回复期间释放公司层面的“坏消息”, 便于投资者做及时的投资决策调整, 降低公司股价崩盘的可能性. 所以, 年报问询函作为预防性监管加强了投资者利益保护, 有助于金融市场稳定.

3.3 稳健性检验

3.3.1 控制行业接收到年报问询函公司数量的影响

在研究样本中, 某些行业其公司在样本研究期间内都没有收到年报问询函. 所以, 遗漏对任一

行业接收到年报问询函的数量控制可能会产生严重的内生性问题, 从而影响研究结论的稳健性. 因此, 本文又在控制行业接收到年报问询函的公司数量的影响后对模型 (1) 和模型 (2) 重新进行了多元回归分析. 控制行业接收到年报问询函的公司数量影响后的回归结果如表 5 所示. 首先, 第 2 列实证结果表明, $ECL_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. 第 3 列实证结果表明, $ECL_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 10% 统计水平上存在显著负相关关系. 其次, 第 4 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 10% 统计水平上存在显著负相关关系. 第 5 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. 由此表明, 交易所年报问询函降低了公司股价崩盘风险, 而且相比于信息透明度较高的公司, 信息透明度较低公司的股价崩盘风险降低得更显著. 所以, 在控制行业接收到年报问询函的公司数量的影响后, 本文的研究发现依旧成立, 是稳健的.

3.3.2 考虑信息透明度衡量对交互效应的影响

信息透明度衡量可能会对本文交互效应回归结果产生影响. 所以, 参考谭劲松等^[37]、谭劲松和林雨晨^[38] 的研究, 对信息透明度衡量重新进行了回归. 首先, 对信息透明度衡量进行了降维处理, 采用三级度量方法, A 为 0, B 为 1, C 和 D 为 2. 其次, 对信息透明度衡量进行了升维处理, 采用四级度量方法, A 为 0, B 为 1, C 为 2, D 为 3. 将其代入模型 (2) 中重新进行回归分析. 前者的结果体现在表 6 第 1 列和第 2 列, 后者的结果体现在表 6 第 3 列和第 4 列.

考虑信息透明度衡量对交互效应的影响后的回归结果如表 6 所示. 在考虑信息透明度衡量对交互效应的影响后, 第 1 列和第 2 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. 第 3 列和第 4 列实证结果表明, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t+1}$ 在 5% 统计水平上存在显著负相关关系. $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 与 $DUVOL_{i,t+1}$ 在 1% 统计水平上存在显著负相关关系. 由此表明, 相比于信息透明度较高的公司, 交易所年

报问询函更显著降低了信息透明度较低公司的股价崩盘风险. 所以, 在考虑信息透明度衡量对交互效应的影响, 本文的研究发现依旧成立, 是稳健的.

表 5 控制行业接收到年报问询函公司数量影响后的回归结果

Table 5 Regression results after controlling industry effect of comment letters

变量	1	2	3	4
	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$
$ECL_{i,t}$	-0.300** (-2.05)	-0.169* (-1.67)	-0.296** (-2.02)	-0.164 (-1.62)
$OPAQUE_{i,t}$	0.181* (1.71)	0.063 (0.84)	0.573*** (2.74)	0.558*** (3.94)
$ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$	—	—	-0.401* (-1.69)	-0.504*** (-3.11)
$DTURN_{i,t}$	-0.159 (-1.17)	0.005 (0.05)	-0.159 (-1.17)	0.005 (0.05)
$NCSKEW_{i,t}$	-0.006 (-0.17)	—	-0.006 (-0.17)	—
$DUVOL_{i,t}$	—	0.026 (0.71)	—	0.027 (0.72)
$SIGMA_{i,t}$	-0.167 (-0.12)	1.030 (1.01)	-0.141 (-0.10)	1.064 (1.04)
$RET_{i,t}$	3.825 (1.13)	-1.543 (-0.62)	3.875 (1.15)	-1.481 (-0.60)
$SIZE_{i,t}$	-0.062 (-1.59)	-0.039 (-1.32)	-0.060 (-1.52)	-0.036 (-1.23)
$MB_{i,t}$	0.018 (0.09)	0.052 (0.36)	0.015 (0.07)	0.048 (0.33)
$LEV_{i,t}$	0.134 (0.74)	-0.010 (-0.08)	0.137 (0.75)	-0.007 (-0.06)
$ROA_{i,t}$	-1.114* (-1.71)	-0.720 (-1.59)	-1.146* (-1.74)	-0.760* (-1.67)
$ABACC_{i,t}$	0.777** (2.23)	0.450* (1.93)	0.781** (2.24)	0.454* (1.95)
$SOE_{i,t}$	-0.099 (-1.41)	-0.029 (-0.60)	-0.100 (-1.42)	-0.030 (-0.63)
$BIG4_{i,t}$	-0.140 (-1.07)	-0.045 (-0.48)	-0.157 (-1.15)	-0.066 (-0.68)
$AGE_{i,t}$	0.006 (1.12)	0.006 (1.53)	0.006 (1.15)	0.006 (1.59)
$ECLIND_NUM_{i,t}$	-0.009 (-0.42)	0.001 (0.04)	-0.009 (-0.43)	0 (0.02)
常数项	1.373* (1.73)	0.787 (1.33)	1.333* (1.67)	0.734 (1.24)
行业/年份	是	是	是	是
调整 $-R^2$	0.055	0.068	0.054	0.068
观察值	752	752	752	752

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 1~4 列括号内的为 t 值, 该 t 值经过异方差调整和稳健标准误是公司层面聚类调整后的值.

表6 考虑信息透明度衡量对交互效应的影响后的回归结果
Table 6 Regression results after considering different opaque measurements

变量	1	2	3	4
	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$
$ECL_{i,t}$	-0.023 (-0.15)	-0.014 (-0.13)	-0.163 (-1.28)	-0.103 (-1.18)
$OPAQUE_{i,t}$	0.571*** (2.73)	0.565*** (4.01)	0.562*** (2.69)	0.559*** (3.96)
$ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$	-0.653*** (-2.99)	-0.639*** (-4.33)	-0.538** (-2.52)	-0.566*** (-3.91)
$DTURN_{i,t}$	-0.147 (-1.09)	0.010 (0.10)	-0.151 (-1.12)	0.008 (0.08)
$NCSKEW_{i,t}$	-0.004 (-0.10)	—	-0.006 (-0.15)	—
$DUVOL_{i,t}$	—	0.028 (0.75)	—	0.028 (0.76)
$SIGMA_{i,t}$	-0.010 (-0.01)	1.128 (1.10)	-0.082 (-0.06)	1.086 (1.06)
$RET_{i,t}$	3.874 (1.15)	-1.420 (-0.58)	3.761 (1.11)	-1.508 (-0.61)
$SIZE_{i,t}$	-0.074* (-1.85)	-0.044 (-1.49)	-0.066 (-1.65)	-0.039 (-1.32)
$MB_{i,t}$	0.032 (0.16)	0.053 (0.37)	0.030 (0.15)	0.052 (0.36)
$LEV_{i,t}$	0.188 (1.01)	0.023 (0.18)	0.154 (0.83)	0.004 (0.03)
$ROA_{i,t}$	-1.303** (-2.01)	-0.865* (-1.94)	-1.187* (-1.82)	-0.801* (-1.78)
$ABACC_{i,t}$	0.823** (2.33)	0.484** (2.09)	0.789** (2.23)	0.465** (1.99)
$SOE_{i,t}$	-0.112 (-1.60)	-0.038 (-0.79)	-0.102 (-1.47)	-0.033 (-0.69)
$BIG4_{i,t}$	-0.156 (-1.17)	-0.065 (-0.68)	-0.158 (-1.17)	-0.065 (-0.68)
$AGE_{i,t}$	0.007 (1.19)	0.006 (1.62)	0.006 (1.16)	0.006 (1.60)
常数项	1.588* (1.96)	0.907 (1.52)	1.414* (1.75)	0.807 (1.35)
行业/年份	是	是	是	是
调整-R ²	0.053	0.071	0.052	0.069
观察值	752	752	752	752

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 1~4 列括号内为 t 值, 该 t 值经过异方差调整和稳健标准误是公司层面聚类调整后的值。

3.3.3 考虑 PSM 模型配对时加入前一期股价崩盘风险变量
如前所述, 本文研究可能存在的自选择问

题, 即年报问询函可能会抑制公司股价暴跌风险, 而股价暴跌风险高的公司也可能被交易所发布年报问询函。在前文用 PSM 缓解自选择问

题进行配对时,在第一阶段回归时没有加入股价崩盘风险变量.加入前 1 期的股价崩盘风险变量后,结果如表 7 所示.表中第 1 和第 4 列的 $NCSKEW_{i,t}$ 和 $DUVOL_{i,t}$ 的回归系数均为正值,分

表 7 PSM 第一阶段加入股价崩盘风险滞后 1 期后的年报问询函与股价崩盘风险关系

Table 7 Comment letters and stock price crash risk (PSM regression results with lagged stock price crash risk proxies)

变量	1	2	3	4	5	6
	$ECL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$NCSKEW_{i,t+1}$	$ECL_{i,t}$	$DUVOL_{i,t+1}$	$DUVOL_{i,t+1}$
$ECL_{i,t}$	—	-0.283* (-1.88)	-0.277* (-1.82)	—	-0.179* (-1.72)	-0.165 (-1.58)
$OPAQUE_{i,t}$	1.137*** (9.59)	0.199* (1.88)	0.422** (2.47)	1.140*** (9.61)	0.050 (0.66)	0.544*** (5.56)
$ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$	—	—	-0.231 (-1.52)	—	—	-0.515*** (-4.00)
$DTURN_{i,t}$	0.004 (0.02)	-0.161 (-1.16)	-0.160 (-1.15)	0.012 (0.08)	0.031 (0.32)	0.033 (0.35)
$NCSKEW_{i,t}$	0.108** (2.27)	-0.023 (-0.57)	-0.022 (-0.55)	—	—	—
$DUVOL_{i,t}$	—	—	—	0.201*** (2.91)	0.062 (1.52)	0.065 (1.60)
$SIGMA_{i,t}$	1.667 (0.94)	-0.601 (-0.41)	-0.582 (-0.40)	2.125 (1.18)	1.707 (1.62)	1.749* (1.65)
$RET_{i,t}$	3.874 (0.96)	3.527 (1.00)	3.583 (1.01)	3.834 (0.95)	-2.921 (-1.14)	-2.800 (-1.09)
$SIZE_{i,t}$	-0.100* (-1.76)	-0.059 (-1.49)	-0.058 (-1.45)	-0.090 (-1.58)	-0.040 (-1.25)	-0.038 (-1.16)
$MB_{i,t}$	-0.454 (-1.53)	-0.037 (-0.18)	-0.037 (-0.18)	-0.499* (-1.68)	0.069 (0.44)	0.068 (0.43)
$LEV_{i,t}$	1.153*** (6.11)	0.054 (0.29)	0.059 (0.32)	1.155*** (6.11)	0.031 (0.24)	0.042 (0.33)
$ROA_{i,t}$	-5.254*** (-7.66)	-0.803 (-1.20)	-0.826 (-1.22)	-5.244*** (-7.64)	-0.556 (-1.20)	-0.604 (-1.30)
$ABACC_{i,t}$	0.164 (0.45)	0.605* (1.74)	0.603* (1.74)	0.165 (0.45)	0.359 (1.55)	0.355 (1.53)
$SOE_{i,t}$	-0.163 (-0.60)	-0.066 (-0.96)	-0.068 (-0.98)	-0.163 (-0.60)	-0.019 (-0.39)	-0.021 (-0.43)
$BIG4_{i,t}$	-0.200** (-2.24)	-0.140 (-1.14)	-0.150 (-1.19)	-0.197** (-2.20)	-0.041 (-0.44)	-0.063 (-0.67)
$AGE_{i,t}$	0.027*** (4.41)	0.005 (0.90)	0.005 (0.92)	0.027*** (4.40)	0.003 (0.65)	0.003 (0.73)
常数项	-0.158 (-0.14)	1.304 (1.63)	1.281 (1.60)	-0.367 (-0.32)	0.821 (1.26)	0.763 (1.16)
行业/年份	是	是	是	是	是	是
伪 R^2	0.219	—	—	0.221	—	—
调整 R^2	—	0.041	0.040	—	0.070	0.071
观察值	4 217	746	746	4 217	744	744

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 1 和 4 列括号内为 z 值, 2、3、5、6 列括号内为 t 值, 该 t 值经过异方差调整和稳健标准误是公司层面聚类调整后的值.

别为 0.108 和 0.201,且均在统计上显著.这意味着,前 1 期股价暴跌风险高的公司的确更容易被交易所发布年报问询函.在第 2 和第 5 列中, ECL 的回归系数均为负值,且在统计上显著,这意味着与表 4 的结果一致,即考虑了内生性问题之后,年报问询函的发布有助于降低股价暴跌风险.这种关系在公司不透明程度越高的公司中越显著,具体体现在 $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 在第 3 和第 6 列中回归系数为负值,而且在 $DUVOL_{i,t+1}$ 作为因变量的第 6 列中统计上也十分显著.略微与表 4 不同的是, $ECL_{i,t} \times OPAQUE_{i,t}$ 在第 3 列中统计上的显著性略低,但符号上与预期相符.

4 结 束 语

年报问询函作为预防性监管手段,旨在改善公司年报信息披露质量,降低公司信息披露违规的可能性.最关键地,在问询函发布到回复间隔期

间,年报问询函能够督促经理人释放隐藏在年报中公司层面的“坏消息”.理论上,公司层面“坏消息”的积聚会造成股价崩盘风险^[4].所以,基于 2014 年~2016 年深圳证券交易所年报问询函的数据,本文重点观察了年报问询函对公司股价崩盘风险的作用机制.研究发现,交易所年报问询函能够降低公司股价崩盘风险,而且相比于信息透明度较高的公司,交易所年报问询函更显著降低了信息透明度较低公司的股价崩盘风险.

研究表明,年报问询函在一定程度上起到了保护投资者利益、维护金融市场稳定的作用.由此,在政策层面上,建议监管机构应进一步完善交易所年报问询函制度.比如,在人力资源方面,监管机构应加大对年报问询相关工作人员专业技能的培训,建立保持其独立性的执业准则,以此提高年报问询函的问询质量.此外,建议监管机构建立年报问询函的反馈监督机制,鼓励投资者积极参与其中,以此加强年报问询函对外部市场监管的效力.

参 考 文 献:

- [1]Feroz E H, Park K, Pastena V S. The financial and market effects of the SEC's accounting and auditing enforcement releases [J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(S): 107 - 142.
- [2]Chen G, Firth M, Gao D N, et al. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2005, 24(6): 451 - 488.
- [3]Firth M, Rui O M, Wu X. The timeliness and consequences of disseminating public information by regulators [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2009, 28(2): 118 - 132.
- [4]Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3): 639 - 662.
- [5]Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67 - 86.
- [6]Francis B, Hasan I, Li L. Abnormal real operations, real earnings management, and subsequent crashes in stock prices [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2016, 46(2): 217 - 260.
- [7]Kim J B, Li Y, Zhang L. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(3): 713 - 730.
- [8]Xu N, Li X, Yuan Q, et al. Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 25(4): 419 - 434.
- [9]叶康涛,曹 丰,王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. *金融研究*, 2015, (2): 192 - 206.
Ye Kangtao, Cao Feng, Wang Huacheng. Can internal control information disclosure reduce stock price crash risk? [J]. *Journal of Financial Research*, 2015, (2): 192 - 206. (in Chinese)
- [10]Chen J, Chan K C, Dong W, et al. Internal control and stock price crash risk: Evidence from China [J]. *European Accounting Review*, 2017, 26(1): 125 - 152.
- [11]Callen J L, Fang X. Institutional investor stability and crash risk: Monitoring versus short-termism? [J]. *Journal of*

- Banking and Finance ,2013 ,37(8) : 3047 – 3063.
- [12] Callen J L , Fang X. Religion and stock price crash risk [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis ,2015 ,50(1/2) : 169 – 195.
- [13] Kim J B , Wang Z , Zhang L. CEO overconfidence and stock price crash risk [J]. Contemporary Accounting Research ,2016 ,33(4) : 1720 – 1749.
- [14] 俞红海,陈百助,蒋振凯,等. 融资融券交易行为及其收益可预测性研究[J]. 管理科学学报,2018 ,21(1) : 72 – 87.
- Yu Honghai , Chen Baizhu , Jiang Zhenkai , et al. Margin trading and stock return predictability [J]. Journal of Management Sciences in China ,2018 ,21(1) : 72 – 87. (in Chinese)
- [15] Johnston R , Petacchi R. Regulatory oversight of financial reporting: Securities and exchange commission comment letters [J]. Contemporary Accounting Research ,2017 ,34(2) : 1128 – 1155.
- [16] Brown S , Tian X S , Tucker J. The spillover effect of SEC comment letters on qualitative corporate disclosure: Evidence from the risk factor disclosure [J]. SSRN Electronic Journal , DOI: 10.2139/ssrn.2551451 ,2015.
- [17] Kubick T R , Lynch D P , Mayberry M A , et al. The effects of regulatory scrutiny on tax avoidance: An examination of SEC comment letters [J]. The Accounting Review ,2016 ,91(6) : 1751 – 1780.
- [18] Ertimur Y , Nondorf M F. The SEC comment letter process and its effects on the quality of disclosure for IPO firms [J]. SSRN Electronic Journal , NOI: 10.2139/ssrn.930854 ,2006.
- [19] Cassell C A , Dreher L M , Myers L A. Reviewing the SEC's review process: 10-K comment letters and the cost of remediation [J]. The Accounting Review ,2013 ,88(6) : 1875 – 1908.
- [20] Stigler G J. The theory of economic regulation [J]. The Bell Journal of Economics and Management Science ,1971 ,2(1) : 3 – 21.
- [21] Yu F , Yu X. Corporate lobbying and fraud detection [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis ,2011 ,46(6) : 1865 – 1891.
- [22] Correia M M. Political connections and SEC enforcement [J]. Journal of Accounting and Economics ,2014 ,57(2/3) : 241 – 262.
- [23] Heese J , Khan M , Ramanna K. Is the SEC captured? Evidence from comment-letter reviews [J]. Journal of Accounting and Economics ,2017 ,64(1) : 98 – 122.
- [24] Bozanic Z , Dietrich J R , Johnson B A. SEC comment letters and firm disclosure [J]. Journal of Accounting and Public Policy ,2017 ,36(5) : 337 – 357.
- [25] Wang Q. Determinants of segment disclosure deficiencies and the effect of the SEC comment letter process [J]. Journal of Accounting and Public Policy ,2016 ,35(2) : 109 – 133.
- [26] Jensen M C , Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior , agency costs and ownership structure [J]. Journal of Financial Economics ,1976 ,3(4) : 305 – 360.
- [27] 吴育辉,吴世农. 股权集中、大股东掏空与管理层自利行为 [J]. 管理科学学报,2011 ,14(8) : 34 – 44.
- Wu Yuhui , Wu Shinong. Ownership concentration , tunneling , and managerial entrenchment [J]. Journal of Management Sciences in China ,2011 ,14(8) : 34 – 44. (in Chinese)
- [28] Kothari S P , Shu S , Wysocki P D. Do managers withhold bad news? [J]. Journal of Accounting Research ,2009 ,47(1) : 241 – 276.
- [29] Graham J R , Harvey C R , Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting [J]. Journal of Accounting and Economics ,2005 ,40(1/3) : 3 – 73.
- [30] Jin L , Myers S C. R^2 around the world: New theory and new tests [J]. Journal of Financial Economics ,2006 ,79(2) : 257 – 292.
- [31] 陈运森,邓祎璐,李哲. 非处罚性监管具有信息含量吗? ——基于问询函的证据 [J]. 金融研究,2018 ,(4) : 155 – 171.
- Chen Yunsen , Deng Yilu , Li Zhe. Does the non-penalty regulation have information content?: Evidence from inquiry letters [J]. Journal of Financial Research ,2018 ,(4) : 155 – 171. (in Chinese)

- [32] De Fond M L, Hung M, Li S, et al. Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? [J]. *The Accounting Review*, 2014, 90(1): 265–299.
- [33] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices [J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345–381.
- [34] Dimson E. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading [J]. *Journal of Financial Economics*, 1979, 7(2): 197–226.
- [35] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193–225.
- [36] 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, 47(7): 127–140.
Xu Nianhang, Jiang Xuanyu, Yi Zhihong, et al. Conflicts of interest, analyst optimism and stock price crash risk [J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(7): 127–140. (in Chinese)
- [37] 谭劲松, 宋顺林, 吴立扬. 公司透明度的决定因素——基于代理理论和信号理论的经验研究 [J]. *会计研究*, 2010, (4): 26–33; 95.
Tan Jingsong, Song Shunlin, Wu Liyang. Cross sectional determinants of corporate transparency: Empirical evidence based on agency theory and signal theory [J]. *Accounting Research*, 2010, (4): 26–33; 95. (in Chinese)
- [38] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据 [J]. *南开管理评论*, 2016, 19(5): 115–126; 138.
Tan Jinsong, Lin Yuchen. The Governance role of institutional investors in information disclosure: Evidence from institutional investors' corporate visits [J]. *Nankai Business Review*, 2016, 19(5): 115–126; 138. (in Chinese)

Does the preventive regulation mitigate stock price crash risk? Evidence from comment letters

ZHANG Jun-sheng, TANG Xiao-jian^{*}, LI Guang-zhong

Sun Yat-sen Business School, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: The report of 19th CPC National Congress claims that it is necessary to improve the financial regulatory system to forestall systemic financial risks. Prior studies on financial regulation mainly focus on ex post penalties. However, preventive regulation plays a key role in forestalling systemic financial risks. For example, The Shanghai and Shenzhen Stock Exchange have sent comment letters in time to firms which have potential risks in financial report recently. So, based on the experiment environment of the Exchange's comment letters, the paper examines whether preventive regulation mitigates stock price crash risk effectively. The results show that exchange comment letters can mitigate stock price crash risk and the effect is more pronounced if a firm's financial report is more opaque. Therefore, these findings offer a new regulatory viewpoint that the Exchange's comment letters are beneficial to protect investors' interest and maintain the stability of financial markets.

Key words: preventive regulation; comment letters; stock price crash risk; information transparency