

上市公司临时报告对资本市场信息传递的影响

于忠泊, 田高良, 曾 振

(西安交通大学 管理学院, 西安 710049)

摘 要 以中国资本市场上 2000-2009 年的上市公司为研究样本, 文章探讨了上市公司临时报告对资本市场信息环境的影响, 发现了临时公告对资本市场信息环境的积极提升作用. 实证结果表明, 上市公司临时报告提高了股票价格中的公司个体层面的信息含量, 具体表现为: 临时报告降低了股票价格的同步性, 增加了收益率的异质波动性, 增加了信息交易的概率. 以是否具有研发行为、外部分析师数量的多少、所处地区市场化发展程度的大小, 作为公司所处信息环境的代理变量, 文章发现在信息不对称程度较高的上市公司中, 临时报告提高股票价格信息含量的作用更加明显. 实证检验还发现, 临时报告使得上市公司信息传递更加平稳, 降低了股票价格暴跌的风险; 临时报告提高了盈余信息反应到股价中的速度和程度, 提高了盈余反应系数, 降低了盈余公告后的漂移程度.

关键词 临时报告; 股价信息含量; 股票价格暴跌; 盈余反应系数; 盈余公告后漂移

Impact of listed companies' interim reports on market information transmission

YU Zhong-bo, TIAN Gao-liang, ZENG Zhen

(School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

Abstract The paper studies the effect of interim reports on the information environment of capital market based on the sample of listing companies between 2000 and 2009 in China capital market, and the empirical results present positive evidence of interim reports on the capital market environment. The empirical evidences show that interim reports do improve the stock price informativeness: The frequency of interim reports negatively related with stock price synchronicity, positively related with stock price idiosyncratic volatility and the probability of informed trading (PIN). Using R&D expenditure, the number of financial analysts covering and marketization index as proxies of information environment in which firms located in, the paper shows that the positive effect of interim reports on stock price informativeness is more significant in firms with high information asymmetry. For further tests, the paper demonstrates that interim reports make the distribution of information arrival rate smoother, thus reducing the probability of stock price crash. The incorporation of earnings information into stock price is more efficient in firms with high frequency of interim reports, that is interim reports positively related with earnings response coefficient (ERC), negatively related with post earnings announcement drift (PEAD).

Keywords interim report; stock price informativeness; stock price crash; earnings response coefficient (ERC); post earnings announcement drift (PEAD)

1 引言

信息披露是证券市场有效运行的基础, 上市公司按照监管法规的要求披露相关信息, 投资者据此做出投资决策, 并最终将信息反映到股价当中. 我国《上市公司信息披露管理办法》规定, 公司在上市后信息披露的主要文件包括定期报告和临时报告. 定期报告包括年度报告、中期报告和季度报告, 是公司信息的主要来源, 但在信息披露上具有一定的滞后性, 无法完全满足投资者对信息披露及时性的要求; 临时报告则是定期报告

收稿日期: 2011-07-08

资助项目: 国家自然科学基金 (70772110, 71102095); 教育部人文社会科学基金 (08JA630068)

作者简介: 于忠泊 (1984-), 男, 博士研究生, 研究方向: 媒体关注与资本市场信息传递; 田高良 (1965-), 男, 副教授, 博士生导师, 研究方向: 内部控制与风险管理; 曾振 (1985-), 男, 博士研究生, 研究方向: 机构投资者与资本市场异象.

的重要补充,该制度要求公司在发生可能对公司证券价格产生较大影响的重大事件时,立即披露这一重大事件。与定期报告的严格要求相比,临时报告的披露更加注重信息的及时性和重要性,因此,临时报告可以使投资者及时获得公司的重大信息,有利于投资者在不断变化的经济环境中做出及时而适当的投资决策;此外,临时报告的及时公开发布还可以在在一定程度上避免投资者获取信息的不平等,防止内幕交易行为。

随着经济全球化的到来,企业面临的经济环境急剧变化,投资者要求能得到更加实时和更加可靠的相关信息以便作出正确的投资决策,相应地,监管者对临时报告披露的要求也越来越高。美国证券交易委员会(SEC)在2002年的SOX 409法案中对公司的临时报告(filing 8-K)提出了更高的要求,拓宽了公司应当纳入临时报告的重大事件范畴,并缩短了事件发生日至对外报出日的时限。我国也在2007年初实行了新的《上市公司信息披露管理办法》,增加了应当对外发布临时公告的重大事件类型。可以看出,证券市场的监管者都在提高临时报告的披露要求,力图为投资者提供更为及时有效的决策信息。因此,在这样的环境下,研究上市公司的临时报告对股价信息含量的影响,具有重要的现实意义,不仅可以明确临时报告在证券市场上作用,还能够帮助监管者完善临时报告披露制度,以便投资者更好地使用临时报告做出投资决策。

目前会计信息披露的相关研究文献中,针对临时报告的研究很少。大多数的现有研究仅仅关注于某一特定类型的临时报告,未能从整体性的角度把握临时报告这一信息披露制度在我国现阶段资本市场信息传递过程中发挥的作用,因此有必要对此进行深入研究。本文主要研究临时报告对股票价格信息含量的影响,力图通过研究明确以下问题:1)作为公司对外传递信息的重要手段,临时公告是否能够显著提高公司的股票价格信息含量?尤其是当公司面临的外部信息不对称程度较大时,临时报告提高的股票价格信息含量的作用是否更为明显?2)作为及时披露的重大信息,临时公告是否能够为投资者提供持续(continuous)的公司信息流,从而减少公司股票价格暴跌的风险?3)作为年度报告的重要补充,临时报告能否提高投资者对年度报告相关信息的反应速度?

2 相关研究评述与假设提出

2.1 相关研究评述

会计信息披露需要遵循及时性与重要性原则。只有保证投资者能够及时地得到和公司财务状况以及经营活动相关的重大事件信息,才能保证投资者做出正确的投资决策。定期报告是投资者获取公司信息的主要来源之一,但却有着信息披露相对滞后的特点,尤其是在一些对公司财务状况和未来经营有着重大影响的事件发生时。临时报告能够在定期报告的间隔期内,及时地为投资者提供和公司有关的重大信息,是定期报告制度的重要补充,在上市公司的信息披露体系中占有十分重要的地位。事实上,成熟资本市场一直在不断增加公司临时报告的范围与时效性,以便完善临时报告信息披露制度,满足投资者对公开信息的要求。例如,美国2002年通过的SOX 409法案从以下两个方面提高了对临时报告的要求:1)将大多数重大事件的报告日期由5个工作日或15天缩短到4个工作日;2)将需要披露的重大事件类型从11个扩展到22个,并且提高了部分已有类型的披露要求。这一法案的背后是SEC希望公司能够以“迅速而及时”(rapid and current)的方式为投资者提供有关公司的财务状况和经营水平的重大信息,其更为迫切而且直接目的是为了阻止出现更多的会计丑闻。我国上市公司信息披露也经历了类似的变化,在2007年最新公布的《信息披露管理办法》中,公司被要求临时报告的事项从1993年的十二项增加到2007年的二十一项,在更多方面为投资者提供了有关公司重大事件的及时信息。

学术研究中,大部分文献仅仅从某一类型的临时报告(比如审计师更换)出发,研究其影响因素或者经济后果,研究临时报告这一信息披露制度的文献相对较少。在已有的文献中,Carter和Soo^[1]最早站在一个系统而完整的角度研究了临时报告这一类型的信息披露制度,发现临时报告具有信息含量,在报告日的前一天,股价对临时报告的反应大约为9%。此外,只有那些在法定截止日之前披露的临时报告才会使得股价对临时报告有较大的反应,说明及时性是决定临时报告信息含量大小的重要因素,那些及时披露的临时报告才对投资者有较大帮助。

McLelland的研究表明临时报告的披露时间、披露地点以及披露方式都会对投资者能否有效利用临时报告有重大影响^[2]。Pinsker^[3]研究了SOX 409法案对临时报告披露的影响。研究结果表明,SOX 409法案的通过确实导致公司更加及时地披露了临时报告。Pinsker还发现,从整体上来说,利空消息要利好消息披露得晚。另外,对于那些没有达到披露时限要求的公司,市场并没有对其进行惩罚,这两点和Carter和Soo研究

的结论相一致^[1,3]。Lerman 和 Livnat^[4] 使用了更长的样本区间研究了 SOX 409 法案对临时报告的影响。他们首先检验了临时报告披露后的市场反应, 重点比较了原有项目和 SOX 409 法案新增的临时报告披露项目在市场反应方面的区别, 结果显示, 不论是新增项目 (占了要求披露项目的一半) 还是已有项目, 其市场反应都十分显著, 表明 SEC 打算通过提高临时报告披露要求而使得投资者获得更多公司信息而努力是卓有成效的。

还有一些文献研究了临时报告可能潜在的不利影响, 包括: 1) 临时报告降低了定期报告的信息含量。例如, SOX 409 将一些原先要求在定期报告中披露的事项转而要求在发生时披露, 因此有观点认为这可能导致定期报告的信息含量下降。如 DeFond 等在对 26 个国家的盈余信息含量比较研究中发现, 在临时公告披露较为频繁的国家中, 年度盈余公告的信息含量反而较少^[5]。Lerman 和 Livnat^[4] 的研究则持相反的意见。他们研究结果显示, 在临时报告的披露要求提高后, 年度报告的信息含量不仅没有减少, 反而还增加了。这表明临时报告和年度报告相互补充, 给投资者提供了更多的有关公司的信息。2) 临时报告大幅增加了公司的成本。例如, Bernstein(2004) 估计 SOX 409 法案给大公司带来的年成本增加可能超过了四亿五千万美元, 而不是 SEC 估计的四千四百万美元。而且过早披露详细的信息很可能对公司甚至是投资者均不利。

目前我国缺乏临时报告与资本市场关系的研究, 在一篇相近的文献中, 李翔等人研究了信息披露的频度对资本市场有效性的影响^[6]。他们发现, 自愿披露公告频率高, 对市场参与者的决策有促进作用; 而未发现强制性定期披露的报告能够有效影响投资者决策。

鉴于此, 本文主要探讨上市公司临时报告对资本市场信息环境的影响, 主要关注投资者是否从上市公司的临时报告中得到更多的关于公司个体层面的决策有用信息, 并据此进行投资决策; 本文还将检验临时公告在信息传递中的作用, 以期对现有研究有所贡献。

2.2 理论分析与假设提出

根据有效市场理论, 证券价格的波动主要是由信息所驱动的。市场越有效, 证券价格中包含的信息就越多。股票价格反映公司特质信息的能力, 是衡量资本市场信息环境好坏的重要标志^[7]。在证券市场的各参与方中, 公司处于信息优势地位, 而投资者常常处于信息劣势地位, 难以完全获得做出投资决策所需要的全部信息。可能导致种种代理问题, 例如公司管理层的倾向于通过操纵盈余、报告公司的虚假信息等手段美化公司财务业绩等^[8]。在资本市场信息环境较差的情况下, 一方面, 由于信息不足, 投资者无法根据信息区分业绩优良和低下的公司, 因此只愿意根据公司业绩的平均预期来购买公司证券; 另一方面, 由于信息搜集成本较高, 套利投资者搜集公司私有层面信息进行交易的动机降低, 知情交易的减少, 使股票价格中所包含的公司层面的信息降低。因此, 信息环境较差的资本市场上, 股价的波动性表现出高度的同步性。世界范围内的研究表明, 我国股票市场的信息环境较差, 股价同步性在全球范围内处于较高水平^[7]。信息披露是改善资本市场信息环境, 提高投资者保护水平, 促进资源配置效率提升的有效手段。现有学者从各个角度研究了信息披露的作用, 包括提高流动性^[9]、降低资本成本、增加分析师关注^[10]等。从公司层面来说, 公司通过充分而有效的信息披露, 可以筹集到必要的资金并降低资本成本; 对于投资者来说, 充分的信息披露可以帮助投资者做出正确的投资决策, 形成合理的投资组合。

2.2.1 临时报告与股票价格信息含量

我国的《上市公司信息披露管理办法》规定了公司的强制性信息披露主要以定期报告和临时报告为主。定期报告包括年报、中报和季报, 是投资者获取上市公司相关信息的重要来源。临时报告要求上市公司披露发生的可能对上市公司证券价格产生较大影响的重大事件。定期报告由于要求在规定时间内报出, 信息公开滞后较为严重, 往往无法满足公司信息披露的及时性要求。而临时报告可以很好地弥补这一点, 在公司发生重大事件时迅速将相关信息传递给投资人, 以便投资人及时做出决策, 临时公告也是影响股票价格的直接因素。除了及时性外, 临时报告主要关注的是公司的重大事件, 更加强调信息披露的重要性, 因此可能对股票价格的影响更为明显。除此之外, 临时报告除了具有强制性披露因素之外, 还包含了诸多的管理层的判断因素, 临时报告的披露, 向市场传递了更多的公司层面私有信息。Friedlob 等^[11] 的研究表明, 当公司持久性 (recurring)、非持久性 (non-recurring) 现金流量同盈利数据不匹配时, 投资者利用中期财务报告将会做出更准确的预期。Butler 等人发现了财务信息的披露频率提高了信息反映到股价中的速度^[12]。

本文认为, 上市公司临时报告的披露能够提高资本市场的信息环境, 具体表现为: 临时报告信息披露可以显著降低股价同步性, 提高知情交易概率, 降低股价异质波动性。因此, 本文提出以下假设。

假设 1a 临时报告的数量与股价信息含量正相关, 即临时报告与股价非同步性、知情交易概率、股价异质波动性正相关。

对于那些外部环境较好的公司来说, 一方面, 投资者拥有多种来源的公司特质信息, 例如机构投资者交易、分析师预测等; 另一方面, 投资者保护程度较高, 公司和投资者之间的信息不对称程度较小, 套利成本较低, 套利投资者的交易动机较强。因此, 在外部环境较好的情况下, 临时报告对股价信息含量的提升作用较弱。而公司和投资者之间的信息不对称程度较高时, 投资者从其他渠道获得的公司信息相对较少, 较为依赖公司的强制性披露的相关信息。因此, 公司和投资者之间的信息不对称程度越大, 临时公告对信息环境的提升作用就越明显。本文提出假设 1b 如下。

假设 1b 在信息不对称程度较大的情况下, 临时报告提高股价信息含量的作用更为显著。

2.2.2 临时报告与股票价格暴跌风险

股市暴跌也称崩盘、崩溃, 指在无任何信息前兆的情况下, 市场指数或者个股价格突然大幅度下降。关于股市的暴跌原因, 现有文献中从不完全信息框架和行为金融的角度进行了解释^[13]。从知情交易者的角度来说, 隐藏消息在交易过程中被揭示出来, 知情交易者所拥有的公司个体层面的坏消息全部融入股价中, 将导致股市的暴跌。

临时报告能够以一种连续和及时的方式向非知情交易者提供和公司个体层面相关的坏消息。每当一个临时报告发布之后, 都有公司层面的个体信息融入股价中, 临时报告次数越多, 公司层面个体信息融入到股价中的次数和数量也就越多。在这种情况下, 公司层面的坏消息融入股价的过程更加缓和, 坏消息堆积的可能性较小。从非知情交易者的角度来说, 由于非知情交易者不能认识价格变化的根源, 当出现供给冲击时, 非知情交易者会推断知情交易者持有负面消息, 减少对股票的需求或者卖出股票, 这会使得微小的价格下降变成不连续的暴跌。临时报告能够使非知情交易者获得更多公司层面的个体信息, 减少供给的冲击效应, 降低股价暴跌的可能性。

此外, 通过临时公告的方式预先披露对公司不利的重大诉讼或者仲裁信息, 可以使投资者提前得知该事件对公司的不利影响, 而不是等到该事件在财务报告中反映时才产生直接影响 (例如, 高额赔偿导致的亏损), 也可以降低股票价格大幅崩盘的可能性。因此我们认为, 在信息量变化相对不大的情况下, 信息到达率分布应该更加均匀, 信息聚集到达的概率应该更小, 股票价格出现暴跌的可能性会更小。据此, 本文提出假设 2 如下。

假设 2 临时报告的数量与股票价格暴跌风险负相关。

2.2.3 临时报告与年度报告信息含量

有观点认为, 当临时报告的披露要求提高时, 即临时报告中包含的信息含量增加时, 公司的定期报告中包含的信息就会减少。例如, 按照美国 SOX 409 法案的要求, 一些原本仅需要在年度报告或季度报告中披露的事件被要求提前以临时报告的形式在发生时进行披露, 因此这会导致定期报告的信息含量降低。这类观点将临时报告和定期报告视为互相替代的关系。

实际上, 我们认为临时报告更多地是作为年度报告的补充手段, 能够更好地帮助投资者理解年报中包含的相关信息。已有的文献研究表明, 投资者经常对盈余公告表现出反应不足, 表现为较小的盈余反应系数和盈余公告后的漂移现象。潜在的原因之一, 作为会计系统产生的最为综合的信息, 盈余包括了大量事件的综合影响, 因此, 投资者可能需要较长时间来消化和吸收这些信息。临时报告则以一种预先披露的方式披露了对公司财务状况和未来经营有关的重大事件, 投资者从而提前得知了重大事件的相关信息, 因此, 当盈余披露时, 也就是相关的重大事件对公司的影响最终体现在盈余上时, 临时报告能够帮助投资者更快地吸收相关信息, 从而促使股价更为及时、充分地反映盈余信息; 另一方面, 盈余公告后的临时报告有助于投资者对盈余公告信息的理解, 减少信息不对称程度。因此我们认为, 公司临时报告能够使盈余信息更快的反应到股票价格中, 盈余公告后的漂移程度应该更小。本文提出假设 3 如下。

假设 3a 临时报告的数量越多, 股票的盈余反应系数越大。

假设 3b 临时报告的数量越多, 盈余公告后的漂移程度越小。

3 样本选择与主要变量计算

3.1 数据来源和样本选择

本文研究所需的财务数据来源于国泰安 (CSMAR) 数据库; 分析师数据、上市公司临时报告数据来源于万得 (WIND) 数据库; 计算知情交易概率 (PIN) 数据从国泰安高频数据库中整理得出; MSCI 世界指数 (MSCI World Index)、香港恒生指数 (Hang Seng Index) 来自于 Bloomberg 数据终端. 由于 WIND 数据库中临时报告统计口径在 2000 年前后不一致性较大, 因此本文将样本期间选择为 2000 至 2009 年. 分析师数据在 2004 年之前缺失非常严重, 因而在实证分析中用到分析师数据时, 本文将样本期间定义为 2004 年至 2009 年. 按照现有文献的做法, 本文剔除掉了金融行业的样本, 样本按年度与行业分布情况如表 1 所示.

表 1 样本分布统计表

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	合计
A	23	24	25	25	31	30	32	31	33	33	287
B	15	19	20	24	27	27	28	35	38	39	272
C	550	602	643	681	746	749	780	845	894	888	7378
D	44	47	51	53	59	61	62	62	63	63	565
E	18	19	21	25	27	27	31	34	35	35	272
F	38	43	47	52	55	55	61	64	64	64	543
G	62	64	68	76	80	79	87	94	96	96	802
H	81	83	85	86	86	85	86	87	91	91	861
J	79	84	85	85	88	87	89	88	88	92	865
K	39	39	41	41	42	42	43	49	50	51	437
L	10	11	12	11	11	10	10	12	12	11	110
M	84	83	81	82	79	77	78	78	77	76	795
合计	1043	1118	1179	1241	1331	1329	1387	1479	1541	1539	13187

注: 采用证监会行业分类代码, 其中, A 为农、林、牧、渔业; B 采掘业; C 制造业; D 电力、煤气及水的生产和供应业; E 建筑业; F 交通运输、仓储业; G 信息技术业; H 批发和零售贸易; J 房地产业; K 社会服务业; L 传播与文化产业; M 综合类.

3.2 主要变量计算

3.2.1 上市公司临时报告

本文上市公司临时报告数据来源于 WIND 数据库, 首先导出所有上市公司公告信息, 然后剔除年度报告、中期报告、季度报告、招股说明书、增发增资报告、股东大会报告、审计报告等对披露要求比较严格的报告. 因为本文主要关注公司发布的临时报告, 所以对外部中介结构的报告也给予剔除. 用每个会计年度公司披露临时报告的数量 ($FREQ$) 作为代理变量, 考虑到数据的分布状态, 对公告数量取自然对数, 得到本文研究所关注的自变量 ($LN FREQ$).

3.2.2 股价信息含量

考虑到现有文献中对股价同步性的争论, 为了保证结果的稳健性, 本文参照 Chen 和 Goldstein^[14] 以及 Brockman 和 Yan^[15] 的做法, 用了 3 个股价信息含量的代理变量: 股价波动非同步性、异质波动性、知情交易发生概率.

1) 股价同步性. 根据 Gul 和 Kim^[16] 的做法, 鉴于 A 股上市公司中, 有部分发行 B 股、H 股, 为了考虑全球资本市场的影响因素, 本文在回归中加入了全球市场指数. 具体来说: 对于只发行 A 股的上市公司, 采用方程 (1) 进行回归; 对于发行 A+B 股的公司采用方程 (2) 进行回归; 对于发行 A+H 股的公司采用方程 (3) 进行回归.

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_{1a}MKTRET_t + \beta_{2a}WRDRET_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_{1b}MKTRET_t + \beta_{2b}MKTRET_t^B + \beta_{3b}WRDRET_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_{1c}MKTRET_t + \beta_{2c}MKTRET_t^H + \beta_{3c}WRDRET_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, RET 表示个股的日收益率; $MKTRET$ 是总市值加权的 A 股市场日收益率; $WRDRET$ 是全球资本市场指数, 用 MSCI 世界指数 (MSCI World Index) 代替; $MKTRET_t^B$ 是总市值加权的 B 股市场收益

率; $MKTRET_t^H$ 是总市值加权的香港市场收益率, 用总市值加权的恒生指数代替 (Hang Seng Index). 在估算方程 (1)–(3) 中, 本文要求每一只股票的每年交易数据至少不低于 200 个. 类似于文献中的通用做法, 首先按照公司年份, 估算每一个方程的拟合度对 R^2 ; 然后进行如下的对数转换:

$$SYNCH_i = \log \left(\frac{R_i^2}{1 - R_i^2} \right) \quad (4)$$

$SYNCH$ 数值越大, 表明同步性越高, 股价中的公司层面的信息含量越少, 为了方便结果的解读, 本文取 $SYNCH$ 的负数作为股价非同步性的代理变量 ($NSYNCH$), 数值越大表明股票价格中的公司层面私有信息越多.

2) 异质波动性. 作为股价同步性的辅助变量, 本文采用 Chen 和 Goldstein^[14] 的做法, 直接用股价的异质波动性作为股价信息含量的度量变量. 股价的异质波动性是指, 剔除掉市场因素的影响之后, 股票价格所表现出来的个体波动性, 波动性越大表明股价中的公司层面的信息越丰富. 鉴于上文对股价同步性的分析, 本文用方程 (1)–(3) 的回归残差的标准差作为异质波动性的代理变量 ($IDIOSY$).

3) 知情交易概率. 本文采用 Easley 和 Ohara^[17] 所提出的知情交易概率 (probability of informed trading, PIN) 作为股价信息含量的另一个度量变量. 交易概率的基本假设为, 在一个没有交易成本、订单无限可分、风险中性的市场环境下, 每一笔交易的到达过程服从泊松分布, 到达率为 ε . 在交易日 i 信息事件发生的概率为 α , 其中信息事件是坏消息的概率为 δ . 在信息事件发生的情况下, 知情交易的到达率为 μ . 这些知情交易者都是投机交易者, 当信息事件是好消息时买入, 是坏消息时卖出. 因此, Easley 将知情交易概率 (PIN) 定义为, 一段时期内知情交易到达率与总交易到达率的比值:

$$PIN = \frac{\hat{\alpha}\hat{\mu}}{\hat{\alpha}\hat{\mu} + 2\hat{\varepsilon}} \quad (5)$$

计算方法是采用最大似然估计方法, 估算出方程 (6) 中的四个参数 $\theta = \{\varepsilon, \mu, \alpha, \delta\}$, 代入到方程 (5) 中, 计算出 PIN 值.

$$L(\theta|M) = \alpha\delta e^{-(2\varepsilon+\mu)} \frac{\varepsilon^B(\varepsilon+\mu)^S}{B!S!} + \alpha(1-\delta)e^{-(2\varepsilon+\mu)} \frac{(\varepsilon+\mu)^B\varepsilon^S}{B!S!} + (1-\alpha)\delta e^{-(2\varepsilon)} \frac{\varepsilon^{B+S}}{B!S!} \quad (6)$$

其中 B 是交易日 t 的买单数目; S 是交易日 t 的卖单数目. 本文首先从 CSMAR 高频数据库中, 统计出每支股票每一天的买单数 (B) 和卖单数 (S), 然后用会计年度作为估计区间, 按照似然函数 (6) 估算出每支股票每一年的 PIN 值, 数值越大, 表明从事信息交易的投资者越多, 股价中包含的公司层面的私有信息越多.

3.2.3 股价暴跌风险变量

参照 Kim 等^[18–19] 的方法, 我们采用 3 种方法度量股票暴跌风险, 首先采用如下扩展的市场模型计算公司残差收益率

$$r_{j,t} = a_j + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

其中, $r_{j,t}$ 是股票 j 在 t 日的收益率, $r_{m,t}$ 是总市值加权的市场收益率. 公司在 t 日的特有收益率用 1 加残差的自然对数来表示, 即:

$$D_{j,t} = \ln(1 + \varepsilon_{j,t}) \quad (8)$$

当股票 t 日的残差收益率低于全年平均收益率 3.2 个标准差时, 我们认为该股票股价在 t 日发生了暴跌. 选择 3.2 个标准差是因为, 在正态分布情况下, 小于 3.2 个标准差对应的概率为 0.1%. 根据 Hutton 和 Marcus^[20] 以及 Kim 等^[18–19] 的做法, 我们第一个股票暴跌风险的度量变量是一个虚拟变量, 用 $CRASH$ 表示, 当股价在整个会计年度中出现至少一次暴跌时, 取值为 1; 在整个会计年度中没有出现暴跌, 取值为 0.

本文第二个暴跌风险变量 ($NCSKEW$) 直接采用 Chen 和 Hong^[21], Jin 和 Myers^[22] 的做法. 具体计算为, 用会计年度中股票残差收益率的三阶矩除以残差收益率标准差的三次方, 乘以 -1 . 乘以 -1 使得 $NCSKEW$ 值越大, 股票价格暴跌倾向越大.

本文第三个暴跌风险变量 ($DUVOL$) 来自于 Chen 和 Hong^[21], 用来描述在收益率高、低两种情况下股票价格波动性的大小. $DUVOL$ 定义为收益率低的交易日的残差收益率的标准差, 除以收益率高的交易日的残差收益率的标准差. 当残差收益率高于会计年度的平均值时视为高收益率交易日, 低于年度平均值视为低收益率交易日. $DUVOL$ 的值越大, 表明收益率向负面波动的幅度越大, 股价暴跌倾向越大.

表 2 变量说明

变量名称	变量定义
<i>LNFREQ</i>	每个会计年度公司披露临时报告数量的自然对数
<i>NSYNCH</i>	对方程 (1), (2), (3) 估算出来的 R-square 进行对数变换, 得到的股价非同步性变量
<i>PIN</i>	根据 Easley and O'Hara's (1992), 采用最大似然估计, 得出的知情交易发生概率: $PIN = \hat{\alpha}\hat{\mu}/(\hat{\alpha}\hat{\mu} + 2\hat{\varepsilon})$
<i>IDIOSY</i>	方程 (1), (2), (3) 估算出来的残差的标准差
<i>SIZE</i>	总资产的自然对数 (单位: 元)
<i>LEV</i>	总负债与总资产的比值
<i>BM</i>	权益的账面价值与市场价值的比值
<i>TURNOVER</i>	周换手率的平均值
<i>STD_ROA</i>	当年以及过去四年的 ROA 的标准差, 计算时数据至少有 3 年
<i>IND_NUM</i>	行业控制变量, 是指每一年每一行业公司数目的自然对数, 其中制造业采用两位行业代码, 其余行业采用一位行业代码
<i>IND_SIZE</i>	行业控制变量, 是指每一年每一行业公司总资产之和的自然对数, 其中制造业采用两位行业代码, 其余行业采用一位行业代码
<i>DA</i>	采用修正 Jones 模型计算出来的可操控性应计利润
<i>ARBRISK</i>	对于第 t 期间, 以第 $t-1$ 期间的个股日收益率对市场日收益率进行回归的残差平方和
<i>R&D</i>	虚拟变量, 当公司有研发项目费用支出时 R&D 取之为 1, 没有时取值为 0
<i>ANALYST</i>	外部分析师数量的自然对数
<i>MKTINDEX</i>	樊纲等 (2009) 编写的市场化指数
<i>CRASH</i>	虚拟变量, 股价在整个会计年度中出现至少一次暴跌时, 取值为 1; 在整个会计年度中没有出现暴跌, 取值为 0. 股价暴跌定义为日残差收益率低于全年平均值的 3.2 个标准差
<i>NCSKEW</i>	股票残差收益率的三阶矩除以残差收益率标准差的三次方, 乘以 -1
<i>DUVOL</i>	收益率低的交易日的残差收益率的标准差, 除以收益率高的交易日的残差收益率的标准差. 以会计年度残差收益率的均值作为收益率高低的分界点
<i>CAR</i>	每一会计年度, 所有样本按照规模排序分成 10 组, 用同规模组合收益率作为正常收益率, 计算出来的 $[-3, 3]$ 、 $[6, 100]$ 的累计异常收益率
<i>SUE</i>	采用不存在随机游走模型, 计算出来的标准化的未预期盈余
<i>BETA</i>	按照市场模型分年度回归计算得出的回归系数
<i>MV</i>	公司的市场价值 (单位: 元)
<i>VOL</i>	会计年度内周交易量的平均值
<i>ILLIQ</i>	Amihud (2002) 的股票非流动性度量指标, 会计年度日收益率的绝对值与日交易量比值之和 $ILLIQ = \sum (Ret_{i,t} /DVOL_{i,t})$, 交易量用万元为单位

3.2.4 未预期盈余和累计异常收益率的计算

在检验上市公司临时报告对盈余反应系数 (ERC) 和盈余公告后漂移 (PEAD) 的影响时, 本文需要计算累计异常收益率和未预期盈余. 在本文中, *CAR* 表示累计异常收益率, 采用谭伟强^[23]的方法, 对每一个会计年度, 将所有样本按照规模排序分成 10 组, 用同规模组合收益率对股票收益进行调整, 从而得出异常收益率; *SUE* 是标准化未预期盈余, 采用不存在随机游走模型, 计算出来的标准化的未预期盈余.

3.2.5 其他主要控制变量

参照 Gul 和 Kim^[16] 的研究, 针对可能影响股价信息含量的因素, 本文选择如下控制变量: 是公司规模 (*SIZE*)、公司资产负债比 (*LEV*)、换手率 (*TURNOVER*)、资产收益率的波动性 (*STD_ROA*)、账面市值比 (*BM*)、行业中公司数目 (*IND_NUM*)、行业规模 (*IND_SIZE*). 根据王凤华等^[24], 王亚平等^[25], 金智^[26] 的研究, 会计信息透明度也是影响股票价格信息含量的因素之一, 因此本文采用修正的琼斯模型计算出来的可操控性应计利润 (*DA*), 作为会计信息质量的代理变量. 除此之外, 在检验盈余反应系数 (ERC) 和盈余公告后漂移 (PEAD) 时, 参考现有文献^[27-28], 采用的控制变量还有: 贝塔系数值 (*BETA*)、公司市场价值 (*MV*)、交易量 (*VOL*)、非流动性比率 (*ILLIQ*)、套利风险 (*ARBRISK*). 表 2 列示了本文所有变量的计算和说明.

4 实证分析

4.1 描述性统计和相关系数矩阵

表 3 描述性统计

	N	MIN	P25	Mean	P50	P75	MAX	STD
<i>FREQ</i>	11930	1	11	26.483	21	36	185	21.252
<i>LNFRQ</i>	11930	0.693	2.485	3.017	3.091	3.611	5.226	0.816
<i>R-SQUARE</i>	11913	0.044	0.298	0.414	0.407	0.524	0.817	0.169
<i>NSYNCH</i>	11913	-1.493	-0.097	0.408	0.377	0.855	3.088	0.824
<i>PIN</i>	11575	0	0.109	0.141	0.14	0.173	0.331	0.063
<i>IDIOSY</i>	11922	0.934	1.785	3.691	2.377	3.014	45.014	5.906
<i>NSKEW</i>	11845	-3.027	-0.641	-0.549	-0.21	0.065	0.253	0.967
<i>DUVOL</i>	11845	-0.673	-0.288	-0.155	-0.106	0.042	0.154	0.249
<i>CRASH</i>	11845	0	0	0.382	0	1	1	0.486
<i>CAR[-3,3]</i>	10062	-11.102	-4.154	0.112	-0.183	4.06	12.927	6.259
<i>SUE</i>	10058	-2.406	-1.063	-0.051	0	0.944	2.193	1.311
<i>CAR[6,100]</i>	9811	-40.965	-18.958	-5.574	-5.61	7.164	31.27	19.18
<i>DA</i>	11128	0	0.03	0.109	0.066	0.129	1.2	0.149
<i>LEV</i>	12928	0.074	0.338	0.493	0.477	0.614	1.818	0.247
<i>TURNOVER</i>	11930	0.016	0.053	0.125	0.099	0.166	0.501	0.096
<i>STDROA</i>	10746	0.003	0.014	0.062	0.026	0.057	1.143	0.138
<i>INDNUM</i>	11930	1.946	4.043	4.369	4.431	4.836	5.724	0.737
<i>INDSIZE</i>	11930	22.48	25.408	26.057	26.105	26.818	28.223	1.162
<i>SIZE</i>	12928	18.764	20.37	21.088	20.981	21.72	24.346	1.07
<i>BM</i>	11929	0.179	0.582	0.749	0.77	0.931	1.236	0.236

注: *R-SQUARE* 为方程 (1, 2, 3) 回归的 R^2 ; *FREQ* 为每个会计年度公司披露临时报告的数量; 其余变量说明见表 2.

表 4 主要变量相关系数矩阵

	<i>LNFRQ</i>	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>	<i>NSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>CRASH</i>	<i>CAR[-3,3]</i>
<i>LNFRQ</i>	1							
<i>NSYNCH</i>	0.079	1						
<i>PIN</i>	0.153	0.141	1					
<i>IDIOSY</i>	0.405	0.433	-0.171	1				
<i>NSKEW</i>	-0.067	-0.208	-0.082	-0.387	1			
<i>DUVOL</i>	-0.154	-0.221	-0.151	-0.244	0.905	1		
<i>CRASH</i>	-0.329	-0.154	0.138	-0.461	0.06	0.039	1	
<i>CAR[-3,3]</i>	-0.018	-0.015	-0.031	0.023	0.002	0.015	-0.016	1
<i>CAR[6,100]</i>	-0.023	-0.006	-0.015	0.033	-0.002	0.009	-0.026	0.263

表 3 是变量的描述性统计表, 表 4 是主要变量之间的 Pearson 相关系数矩阵. 由表 3 可以看出, 上市公司临时报告最多的为每年度 185 个, 最低的为 1 个, 平均值为 26.48 个. 我国股票市场上 R^2 的中位数为 0.407, 均值为 0.414; 异质波动性的中位数为 2.377, 均值为 3.691; 知情交易概率的中位数为 0.14, 均值为 0.141. 这与 Brockman 和 Yan^[29] 用 1996-2001 年间美国市场的样本数据计算结果基本一致. 出现股票暴跌风险的平均值为 0.382, 高于 Kim 研究发现美国的平均值 0.163, 表明中国股票市场的暴跌风险更大. 在表 4 的相关系数矩阵中, 三个股价信息含量之间存在正相关关系, 上市公司临时报告数量与三个股价信息含量变量也存在着正相关关系; 与三个股价暴跌风险存在负向相关关系.

4.2 临时报告与股价信息含量

4.2.1 临时报告对股价信息含量的直接效应

为了检验假设 1a, 本文采用回归方程 (9) 进行分析.

$$PriceInform_{it} = \alpha + \beta \times LNFREQ_{it} + \sum_{l=1}^N \varepsilon_l \times ControlVariables_{it} + \sum_{j=1}^9 \gamma_j \times YearDummy + \sum_{k=1}^M \lambda_k \times IndustryDummy + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, i 代表公司, t 代表期间; 因变量 $PriceInform_{it}$ 是股价信息含量变量, 包括股价非同步性变量 ($NSYNCH$)、知情交易发生概率变量 (PIN) 和股价异质波动性变量 ($IDIOSY$), 对应的回归方程分别为 (1)、(2) 和 (3). 自变量 $LNFREQ$ 为每个会计年度内公司临时报告的数量自然对数. 考虑到误差的聚类性, 本文按照公司对误差项进行聚类处理 (cluster by firm), 估算稳健的标准差.

考虑到可能存在的内生性问题, 除了采用 OLS 回归方法外, 本文还采取工具变量两阶段回归的方法进行稳健性检验. 参照现有文献, 结合中国的制度环境, 本文选择三个外生变量作为临时报告数量的工具变量: 1) 非流通股比例; 2) 上市年限 (上市年限的自然对数); 3) 控制权类型 (央企为 2, 地方国企为 1, 非国有企业为 0). 回归结果如表 5 所示.

从表 5 中可以看出, 在控制住其他可能的影响因素, 以及年度、行业因素之后, 六个回归方程中 $LNFREQ$ 的回归系数均为正, 且在 1% 的统计水平上显著. 表明上市公司临时报告确实包含了更多的公司私有层面的信息, 投资者根据这些信息进行交易, 因而更多公司层面的信息反映到股票价格当中. 实证结果支持本文的假设 1, 上市公司临时报告与股票价格信息含量存在正相关关系.

其余变量的结果表明, 会计信息质量 (DA) 与股价信息含量在 OLS 回归模型中不显著, 在 IV 2SLS 回归模型中为负, 表明可操控性应计利润越高, 会计信息含量越少, 与金智^[26]的研究结论一致. $Size$ 与股票价格信息含量负相关.

4.2.2 信息不对称对两者关系的调节作用

为了检验假设 1b, 本文选择三个变量作为信息环境的代理变量: 是否存在研发费用 ($R\&D$)、分析师数量多少 ($ANALYST$)、公司所处地区的市场化程度 ($MKTINDEX$). 在基本回归模型 (7) 基础上, 加入上市公司临时报告与信息不对称程度的交互项进行回归. 实证结果如表 6 所示.

现有的文献表明, 研究与开发投资是私有信息的主要来源. 与普通的资本投资相比, 一些新的研发项目在各个公司中互不相同, 具有鲜明的公司特性, 因而外部投资者很难从其他公司的研发绩效推断出另一个公司的研究绩效. 除此之外, 研发项目的定价也没有市场价值可以参考, 因此文献中普遍认为, 在研发费用较高的公司中信息不对称程度大^[30]. 考虑到中国上市公司中具有研发费用的公司较少, 本文选取虚拟变量 ($R\&D$) 作为信息不对称程度的代理变量, 当公司有研发项目费用支出时 $R\&D$ 取之为 1, 没有时取值为 0.

根据假设 1b, 存在 $R\&D$ 的公司, 内部人和外部投资者之间信息不对称程度较大, 投资者更需要从临时报告中获得决策有用信息. $R\&D$ 和 $LNFREQ$ 的交互项系数应该为正, 即在信息不对称程度较大的公司中, 临时报告提高股价信息含量的作用更加明显. 表 6 回归结果 (1) 至 (3) 表明, $LNFREQ * R\&D$ 的回归系数均为正, 且在 1% 统计意义上显著, 验证了假设 2. 另外 $R\&D$ 的系数在三个回归方程中均为负, 且在 1% 统计意义上显著, 在一定程度上表明, 信息不对称阻碍了公司私有层面信息融入股票价格.

外部金融分析师作为资本市场上的专业中介机构, 通过对公司的分析, 能够将更多的信息传递给外部投资者, 金融分析师能够降低内、外部信息不对称的程度^[31-32]. 本文用分析师数量的自然对数 ($ANALYST$) 多少作为信息不对称程度的代理变量.

根据假设 2, 在更多分析师关注的公司中, 临时报告对股票价格信息含量的影响越小, $LNFREQ * ANALYST$ 的回归系数应该为负. 表 6 中 (4) 至 (6) 的结果支持本文的假设 2. 另外 $ANALYST$ 变量在三个回归模型中显著为正, 表明分析师向市场传递的是市场层面以及行业层面的信息, 没有增加公司个体层面的信息, 这与 Piotroski 等的研究结果一致^[33].

表 5 股价信息含量回归

	OLS Regression			IV 2SLS Regression		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>
<i>LNFREQ</i>	0.286*** (16.67)	0.009*** (6.08)	0.478*** (7.97)	1.816*** (6.61)	0.091*** (4.86)	3.082*** (3.86)
<i>DA</i>	0.017 (0.36)	0.005 (1.35)	0.235 (1.14)	-0.340*** (-3.820)	-0.018*** (-2.600)	-0.414 (-1.380)
<i>LEV</i>	0.501*** (13.09)	0.007** (2.22)	-0.678** (-2.480)	-0.049 (-0.460)	-0.017** (-2.510)	-1.662*** (-3.480)
<i>TURNOVER</i>	0.671*** (5.15)	-0.113*** (-8.470)	5.688*** (10.16)	0.052 (0.28)	-0.139*** (-8.740)	4.990*** (8.72)
<i>STDROA</i>	-0.029 (-0.290)	-0.002 (-0.280)	2.902*** (3.21)	-0.273** (-2.110)	-0.030*** (-3.060)	2.409** (2.41)
<i>INDNUM</i>	0.026 (1.02)	0.001 (0.26)	0.006 (0.13)	0.017 (0.56)	0 (0.17)	-0.041 (-0.640)
<i>INDSIZE</i>	-0.057*** (-3.250)	0.002 (1.27)	0.002 (0.05)	-0.073*** (-3.500)	0.001 (0.41)	-0.029 (-0.520)
<i>SIZE</i>	-0.093*** (-8.610)	-0.010*** (-12.590)	-0.037 (-1.220)	-0.224*** (-10.730)	-0.015*** (-11.140)	-0.166*** (-3.520)
<i>BM</i>	-0.905*** (-15.690)	0.005 (1.06)	0.036 (0.2)	-0.600*** (-8.960)	0.016*** (2.92)	0.387 (1.45)
<i>Constant</i>	2.896*** (7.04)	0.235*** (6.49)	0.907 (0.74)	1.151* (1.74)	0.106** (1.98)	-3.925* (-1.930)
Year Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R_square	0.543	0.192	0.238	-	-	-
N	9055	9353	9666	7175	7636	7739

注: 变量说明见本文表 2; 为了剔除异常值的影响, 所有的数据都进行了 1% 的 Winsorize 处理; 回归标准差按照公司进行 Cluster 稳健估计; 对系数的显著性检验, 表中报告的是双侧 t 检验值; *, **, *** 分别表示系数在 10%, 5%, 1% 水平上显著. 两阶段工具变量回归中, 样本值的减少是由于工具变量缺失值造成.

除了上述两个常用的信息不对称代理变量之外, 本文结合中国资本市场的具体情况, 采用樊纲等^[34]编写的市场化指数 (*MKTINDEX*) 作为另外一个信息不对称的代理变量. *MKTINDEX* 为各年份、地区的市场化指数. 樊纲编制的市场化指数截至 2006 年, 为不放弃后续年份的研究机会, 参照陈冬华等^[35]的做法, 将 2007-2009 年市场化指数由 2006 年数值替代.

根据樊纲等对市场化指数的定义, 在市场化程度较高的地区, 产品市场和要素市场更加发达, 公司受到政府干预的程度较小, 金融、法律等中介结构发展程度较高^[34]. 因此本文认为, 处于市场化程度较高环境下的公司, 其信息不对称程度较小, 根据假设 2, *LNFREQ* * *MKTINDEX* 的回归系数应该为负. 表 6 第 (7) 至第 (9) 列的结果支持本文的假设 2, *MKTINDEX* 的回归系数在回归结果 (7) 和 (8) 中为正, 但是在 (9) 中为负. 总体上表明, 市场化程度越高, 公司层面的个体信息融入股价中的比例越大, 股价信息含量越高.

通过对三个信息环境代理变量交互项的检验, 本文实证结果支持假设 1b, 在信息环境较差的情况下, 上市公司临时报告对股票价格信息含量的提升更为显著.

4.3 临时报告与股票价格暴跌风险

为了检验本文的假设 2, 我们采用如下模型 (10) 进行分析:

$$\begin{aligned}
 PriceCrash_{it} = & \alpha + \beta \times LNFREQ_{it} + \sum_{l=1}^N \delta_l \times ControlVariables_{it} \\
 & + \sum_{j=1}^9 \gamma_j \times YearDummy + \sum_{k=1}^M \lambda_k \times IndustryDummy + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (10)$$

表 6 加入交互项后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>	<i>NSYNCH</i>	<i>PIN</i>	<i>IDIOSY</i>
<i>LNFRFREQ</i>	0.095*** (4.570)	0.005*** (3.310)	0.172*** (5.330)	0.337*** (13.200)	0.013*** (4.730)	0.671*** (4.820)	0.115*** (2.970)	0.0145*** (3.450)	0.259** (2.380)
<i>LNFRFREQ * R&D</i>	0.181*** (6.170)	0.011*** (3.600)	0.728*** (4.640)						
<i>R&D</i>	-0.662*** (-6.220)	-0.055*** (-4.920)	-2.406*** (-4.460)						
<i>LNFRFREQ * ANALYST</i>				-0.164*** (-5.160)	-0.009*** (-2.590)	-0.372*** (-2.810)			
<i>ANALYST</i>				0.538*** (4.890)	0.034*** (2.830)	1.082*** (2.580)			
<i>LNFRFREQ * MKTINDEX</i>							-0.010*	-0.001**	0.024*
<i>MKTINDEX</i>							(-1.950)	(-2.530)	(1.720)
<i>DA</i>	0.062 (1.220)	0.005 (1.430)	0.266 (1.290)	0.052 (0.890)	0.006 (1.140)	0.097 (0.370)	0.032* (1.830)	0.005** (2.530)	-0.080* (-1.740)
<i>LEV</i>	0.562*** (13.890)	0.008** (2.390)	-0.631** (-2.360)	0.417*** (8.850)	0.020*** (4.120)	-0.460 (-1.390)	0.614*** (17.180)	0.009*** (2.800)	-0.653*** (-8.130)
<i>TURNOVER</i>	2.076*** (15.520)	-0.146*** (-11.990)	6.452*** (11.910)	0.188 (1.300)	-0.160*** (-9.980)	4.072*** (8.500)	1.605*** (15.830)	-0.228*** (-19.990)	6.579*** (24.740)
<i>STDROA</i>	-0.138 (-1.270)	-0.003 (-0.530)	2.780*** (3.120)	0.433*** (3.140)	0.010 (1.070)	3.088** (2.090)	0.211** (2.520)	0.007 (1.170)	2.927*** (17.290)
<i>INDNUM</i>	0.059** (2.280)	0.002 (1.090)	0.009 (0.190)	0.067** (2.540)	-0.000 (-0.140)	0.025 (0.450)	0.124*** (7.220)	0.004 (1.630)	-0.014 (-0.270)
<i>INDSIZE</i>	-0.102*** (-5.860)	-0.001 (-0.520)	-0.012 (-0.310)	-0.088*** (-4.710)	0.002 (1.050)	0.012 (0.270)	-0.112*** (-9.030)	-0.002*	0.030 (0.86)
<i>SIZE</i>	-0.048*** (-4.350)	-0.012*** (-15.070)	-0.017 (-0.56)	-0.074*** (-5.820)	-0.015*** (-11.770)	0.061 (1.070)	-0.117*** (-14.130)	-0.015***	-0.046** (-2.350)
<i>BM</i>	-1.251*** (-22.080)	0.011*** (2.700)	-0.150 (-0.910)	-0.752*** (-14.060)	0.021*** (3.790)	-0.465*** (-3.100)	-0.381*** (-11.410)	0.045***	0.265*** (3.240)
<i>Consant</i>	3.590*** (9.820)	0.370*** (11.830)	1.659 (1.610)	3.012*** (6.850)	0.330*** (7.300)	-1.889 (-1.240)	4.759*** (16.650)	0.440***	0.941 (1.160)
Year and Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-square	0.448	0.186	0.240	0.532	0.173	0.205	0.171	0.137	0.227
N	9055	9353	9666	4699	4950	5034	9797	9353	9666

注: 变量说明见本文表 2; 为了剔除异常值的影响, 所有的数据都进行了 1% 的 Winsorize 处理; 回归标准按照公司进行 Cluster 稳健估计; 对系数的显著性检验, 表中报告的是双侧 t 检验值; *, **, *** 分别表示系数在 10%, 5%, 1% 水平上显著. 分析师数据回归模型中样本值的减少, 是由于分析师数据确实造成, 样本选择期间为 2005 至 2009 年.

其中, *PriceCrash* 为本文的三个股价暴跌风险度量变量, 为了保证结果的稳健性, 我们同样采用了普通最小二乘法和两阶段最小二乘法两种方法进行检验, 工具变量的选择如上文所述. 回归结果如表 7 所示. 从结果中可以看出, 不论在 OLS 回归模型、IV 2SLS 回归模型还是 Logistic 回归模型中, 临时报告与股价暴跌风险都存在着显著的负相关关系. 临时报告中包含了公司层面的个体信息, 使得信息的到达率更加平稳, 能够减少隐藏信息“雪崩式”的释放. 在表 7 的回归模型中可以看到, 可操控性应计利润与股票暴跌风险有正相关关系, 会计信息质量能够影响到信息到达率的分布.

表 7 临时报告与暴跌风险回归结果

	OLS Regression		IV 2SLS Regression		Logit Reg
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>CRASH</i>
<i>LNFREQ</i>	-0.177*** (-6.030)	-0.038*** (-5.010)	-1.856*** (-5.200)	-0.497*** (-5.620)	-0.269*** (-4.150)
<i>DA</i>	-0.02 (-0.240)	0.008 -0.38	0.340** -2.37	0.108*** -3.18	0.011 -0.06
<i>LEV</i>	0.356*** -3.78	0.072*** -2.87	0.834*** -5.08	0.188*** -4.87	-0.659*** (-4.590)
<i>TURNOVER</i>	-0.218 (-0.850)	-0.071 (-1.000)	0.122 -0.4	0.062 -0.72	-9.981*** (-14.040)
<i>STDROA</i>	-0.998*** (-3.510)	-0.1 (-1.540)	-0.483 (-1.470)	0.049 -0.62	-1.784*** (-3.250)
<i>INDNUM</i>	0.051* -1.8	0.023*** -2.83	0.087** -2.12	0.031*** -2.84	0.042 -0.51
<i>INDSIZE</i>	-0.007 (-0.330)	-0.009 (-1.580)	0.003 -0.11	-0.006 (-0.870)	-0.120* (-1.830)
<i>SIZE</i>	-0.081*** (-5.030)	-0.046*** (-10.750)	0.027 -0.97	-0.016** (-2.290)	-0.033 (-0.970)
<i>BM</i>	0.350*** -4.29	0.246*** -11.48	0.146 -1.28	0.202*** -7.04	1.138*** -6.32
<i>Constant</i>	2.033*** -3.7	1.167*** -7.84	4.919*** -4.98	1.942*** -7.89	4.491*** -2.88
Year Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R_square	0.073	0.1873	-	-	-
N	9666	9653	7739	7726	9666

注: 变量说明见本文表 2; 为了剔除异常值的影响, 所有的数据都进行了 1% 的 Winsorize 处理; 回归残差按照公司进行 Cluster 稳健估计; 对系数的显著性检验, 表中报告的是双侧 t 检验值; *, **, *** 分别表示系数在 10%, 5%, 1% 水平上显著. 两阶段工具变量回归中, 样本值的减少是由于工具变量缺失值造成.

4.4 临时报告与年度报告信息含量

盈余反应系数是证券的超额市场回报相对于盈余冲击的反应系数, 衡量了盈余信息反应到股票价格中的速度和程度. 由于临时报告中包含的公司层面个体信息能够反应到股价中, 当公司发布盈余公告时, 盈余信息的反应速度应该更快, 盈余公告后漂移程度会减少. 为了检验本文的假设 3a 和假设 3b, 参考 Jeffrey 和 Rusticus^[36] 的方法, 我们采用如下基本模型检验临时报告与盈余反应系数 (ERC) 以及与盈余公告后漂移 (PEAD) 之间的关系:

$$\begin{aligned}
 CAR_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 SUE_{it} + \alpha_2 SUE_{it} * FREQ_Quintile_{it} + \alpha_3 FREQ_Quintile_{it} \\
 & + \alpha_4 BETA_Quintile_{it} + \alpha_5 BM_Quintile_{it} + \alpha_6 MV_Quintile_{it} + \alpha_7 ARBRISK_{it} \\
 & + \alpha_8 VOL + \alpha_9 ILLIQ_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{11}$$

在检验盈余反应系数 (ERC) 时, 模型中的被解释变量是盈余公告日前后 3 天 (共 7 天) 的累计超额收益率. 我们将临时报告及控制变量进行五分位数排序, 如 *FREQ_Quintile* 表示按照临时报告数量排序并五

等分之后, 该公司所属的分位数. $BM_Quintile$ 、 $MV_Quintile$ 、 $BETA_Quintile$ 等变量采用类似方法, 分别对 BM (账面市值比)、 MV (市场价值)、 $BETA$ (系统风险) 计算得到. α_1 度量为盈余的反应系数, 根据现有的文献, 这一系数应该为正. 交互项的系数 α_2 表明在临时报告数量不同的情况下, 市场对盈余冲击的反应. 根据本文的分析, 较多的临时报告提高了信息的传递效率, 降低了信息不对称程度, 盈余的反应速度会更快, α_2 预期符号为正.

表 8 临时公告与短期和长期市场反应回归结果

	Panel A: CAR(-3,3)		Panel B: CAR(6,100)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
SUE	0.095*	0.112**	$SUE_Quintile$	0.584**
	(1.910)	(2.230)		(2.150)
$SUE * Freq_Quintile$	0.076***	0.071**	$SUE_Quintile * Freq_Quintile$	-0.264**
	(2.580)	(2.410)		(-2.290)
$Freq_Quintile$	-0.168*	-0.185**	$Freq_Quintile$	0.455
	(-1.890)	(-2.070)		(1.590)
$BETA_Quintile$		-0.234***	$BETA_Quintile$	-0.130
		(-3.500)		(-0.790)
$BM_Quintile$		0.023	$BM_Quintile$	1.062***
		(0.320)		(5.600)
$MV_Quintile$		-0.187**	$MV_Quintile$	-3.195***
		(-2.340)		(-16.120)
$ARBRISK$		-0.074	$ARBRISK$	0.047
		(-1.090)		(0.290)
VOL		0.001	VOL	-0.018***
		(0.560)		(-4.82)
$ILLIQ$		-28.66	$ILLIQ$	3.439
		(-1.240)		(0.060)
$Consant$	0.303**	1.044***	$Constant$	-6.461***
	(2.020)	(3.060)		(-9.840)
Year Effect	Yes	Yes	Year Effect	Yes
Industry Effect	Yes	Yes	Industry Effect	Yes
R_Square	0.001	0.012	R_Square	0.003
N	10011	10011	N	9762

注: Panel A 为 ERC 检验模型, Panel B 为 PEAD 检验模型; 变量说明见本文表 2; 为了剔除异常值的影响, 所有的数据都进行了 1% 的 Winsorize 处理; 回归残差按照公司进行 Cluster 稳健估计; 对系数的显著性检验, 表中报告的是双侧 t 检验值; *, **, *** 分别表示系数在 10%, 5%, 1% 水平上显著.

在检验盈余公告后漂移 (PEAD) 时, 模型中的被解释变量是盈余公告日后第 6 至 100 天的累计超额收益率. 根据文献中的通用做法, 检验盈余的长期反应, 通常采用构建投资组合的方式, 考察不同类型组合的市场反应. 因此本文在检验临时报告对 PEAD 的影响时, 借鉴 Jeffrey 和 Rusticus^[36] 的做法, 根据 FREQ 变量和 SUE 变量将样本分成 25 个组合, 采用分位数的方法检验临时报告与 PEAD 的影响. 根据本文的分析, 临时报告能够减少漂移的程度, α_2 的预期符号为负.

表 8 中方程 (1) 和方程 (2) 是对盈余反应系数的检验, 采用盈余公告后前后 3 天的累计异常收益率作为因变量, 结果显示 $SUE * FREQ_Quintile$ 的回归系数在两个方程中显著为正, 上市公司临时报告提高了盈余反应系数, 本文假设 3a 得到验证. 方程 (3) 和 (4) 是对盈余公告后漂移的检验, 采用盈余公告后 6 天至 100 天的长期窗口度量盈余公告后漂移的程度, 未预期盈余和临时报告数量的交互项回归系数显著为负, 临时报告降低了盈余公告后漂移的程度, 本文假设 3b 得到验证.

5 结论

本文以中国 A 股市场 2000 至 2009 年的样本数据, 实证检验了上市公司临时报告与资本市场信息环境之间的关系. 实证结果表明, 上市公司临时报告确实提高了股票价格中的公司个体层面的信息含量, 具体表

现为: 临时报告降低了股票价格的同步性, 增加了收益率的异质波动性, 增加了信息交易的概率。

本文以是否产生研发费用、外部分析师数量的多少、所处地区市场化发展程度的大小, 作为公司所处信息环境的代理变量, 实证结果发现, 在信息不对称程度较大的情况下, 临时报告对投资者的投资决策影响更大, 提高股票价格信息含量的作用更加明显。实证结果支持本文的假设 1a 和假设 1b, 临时报告中确实包含了公司层面的个体信息, 投资者根据这些信息进行交易, 更多的公司层面个体信息融入到股价中。

为了进一步检验临时报告的信息传递作用, 本文沿着上文逻辑进行假设 2 和假设 3 的检验。实证结果表明, 每当一个临时报告发布出来, 都有公司层面的个体信息融入股价中, 因此在信息量变化相对不大的情况下, 信息到达率分布应该更加均匀, 信息聚集到达的概率应该更小, 股票价格出现暴跌的可能性会更小。上市公司临时报告与股票价格暴跌风险存在显著的负相关关系, 实证结果支持假设 2。

由于临时报告中包含的公司层面个体信息能够反应到股价中, 当公司发布盈余信息时, 一方面, 投资者能够从已经发布的临时报告中获得有关公司层面个体信息, 投资者对盈余信息的反应应该更加及时、充分; 另一方面, 盈余公告后的临时报告有助于投资者对盈余公告信息的理解, 减少信息不对称程度。实证结果表明, 临时报告使得盈余信息更快的反应到股价中, 具体表现为提高了盈余的反应系数, 降低了盈余公告后的漂移程度, 本文假设 3a 和假设 3b 得到了证实。

本文的研究发现了上市公司临时报告的正面作用, 临时报告提高了股票价格的信息含量, 降低了股票价格暴跌的可能性, 提高了盈余信息反映到股价中的速度和程度, 降低了盈余公告后漂移的程度。

参考文献

- [1] Carter M E, Soo B S. The relevance of form 8-K reports[J]. *Journal of Accounting Research*, 1999, 37(1): 119-132.
- [2] McLelland A J. The relative use of form 8-K disclosures: A trading response analysis[D]. Texas A&M University, 2003.
- [3] Pinsker R E. Has firms' form 8-K filing behavior changed since section 409 of the sarbanes-oxley act became effective?[J]. SSRN eLibrary, 2006.
- [4] Lerman A, Livnat J. The new form 8-K disclosures[J]. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15(4): 752-778.
- [5] DeFond M, Hung M Y, Trezevant R. Investor protection and the information content of annual earnings announcements: International evidence[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2007, 43(1): 37-67.
- [6] 李翔, 赵勃, 袁军. 信息披露频度与市场有效性: 一项基于中国上市公司的经验研究 [J]. *南京社会科学*, 2007(3): 31-37. Li X, Zhao J, Yuan J. The disclosure frequency and market efficiency[J]. *Social Sciences in Nanjing*, 2007(3): 31-37.
- [7] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements[J]? *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1/2): 215-260.
- [8] Brown L D, Caylor M L. A temporal analysis of quarterly earnings thresholds: Propensities and valuation consequences[J]. *Accounting Review*, 2005, 80(2): 423-440.
- [9] Leuz C, Verrecchia R E. The economic consequences of increased disclosure[J]. *Journal of Accounting Research*, 2000, 38(1): 91-124.
- [10] Francis J, Schipper K, Vincent L. Expanded disclosures and the increased usefulness of earnings announcements[J]. *Accounting Review*, 2002, 77(3): 515-546.
- [11] Friedlob G, Thomas B, Lewis E. Financial analysis of military capital projects[J]. *Project Management Journal Sylva*, 1986, 1(17): 61-64.
- [12] Butler M, Kraft A, Weiss I S. The effect of reporting frequency on the timeliness of earnings: The cases of voluntary and mandatory interim reports[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2007, 43(2/3): 181-217.
- [13] 陈国进, 张贻军, 王磊. 股市崩盘现象研究评述 [J]. *经济学动态*, 2008(11): 116-120. Chen G J, Zhang Y J, Wang L. Literature review of stock price crash[J]. *Economic Perspectives*, 2008(11): 116-120.
- [14] Chen Q, Goldstein I, Jiang W. Price informativeness and investment sensitivity to stock price[J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20(3): 619-650.
- [15] Brockman P, Yan X. Block ownership and firm-specific information[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(2): 308-316.
- [16] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3): 425-442.
- [17] Easley D, Ohara M. Time and the process of security price adjustment[J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(2): 577-605.
- [18] Kim J B, Li Y, Zhang L. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101: 713-730.

- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 谭伟强. 机构投资者利用了 PEAD 了吗?[J]. *金融学季刊*, 2007, 3(2): 118–149.
Tan W Q. Does institutional investors exploit the post-earning-announcement drift?[J]. *Quarterly Journal of Finance*, 2007, 3(2): 118–149.
- [24] 王风华, 张晓明. 我国上市公司会计信息透明度对股价同步性影响的实证研究 [J]. *中国软科学*, 2009(S1): 321–326.
Wang F H, Zhang X M. Impact of accounting transparency's on stock price synchronicity empirical evidence from Chinese A share market[J]. *China Soft Science*, 2009(S1): 321–326.
- [25] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性 [J]. *金融研究*, 2009(12): 162–174.
Wang Y P, Liu H L, Wu L S. On the informational transparency, institutional investors and stock price comovement[J]. *Journal of Financial Research*, 2009(12): 162–174.
- [26] 金智. 新会计准则、会计信息质量与股价同步性 [J]. *会计研究*, 2010(7): 19–26.
Jin Z. New accounting standard, accounting information quality and stock price synchronicity[J]. *Accounting Research*, 2010(7): 19–26.
- [27] 孔东民, 柯瑞豪. 谁驱动了中国股市的 PEAD?[J]. *金融研究*, 2007(10): 82–99.
Kong D M, Ke R H. Who drives the PEAD in China?[J]. *Journal of Financial Research*, 2007(10): 82–99.
- [28] Wurgler J, Zhuravskaya E. Does arbitrage flatten demand curves for stocks?[J]. *Journal of Business*, 2002, 75(4): 583–608.
- [29] Brockman P, Yan X. Block ownership and firm-specific information[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(2): 308–316.
- [30] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2005, 40(1/3): 3–73.
- [31] Lang M H, Lins K V, Miller D P. ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(2): 317–345.
- [32] Yu F. Analyst coverage and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 245–271.
- [33] Piotroski J D, Roulstone D T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices[J]. *Accounting Review*, 2004, 79(4): 1119–1151.
- [34] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2009 年报告 [M]. 1 版. 经济科学出版社, 2010.
Fan G, Wang X L, Zhu H P. NERI Index of Marketization of China's Provinces 2009 Report[M]. 1st ed. Economic Science Press, 2010.
- [35] 陈冬华, 梁上坤, 蒋德权. 不同市场化进程下高管激励契约的成本与选择: 货币薪酬与在职消费 [J]. *会计研究*, 2010(11): 56–64.
Chen D H, Liang S K, Jiang D Q. How marketization affects incentive contract costs and choices: Perks or monetary compensations?[J]. *Accounting Research*, 2010(11): 56–64.
- [36] Jeffrey N G, Rusticus T O, Verdi R S. Implications of transaction costs for the post-earnings announcement drift[J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, 46(3): 661–696.