

未预期盈余、审计意见与年报披露及时性*

——来自上海证券交易所上市公司年报的证据

蒋义宏,湛瑞峰

(上海财经大学会计与财务研究院 上海 国定路 777 号 200433)

摘要: 本文以 2001—2004 年度所有沪市上市公司为样本,建立多变量 Logistic 回归模型,控制了行业因素和公司规模,实证检验了未预期盈余、审计报告类型、公司业绩、资产负债比率、会计师事务所变更、是否亏损、是否 ST 等多个因素对上市公司年报披露绝对及时性和相对及时性的影响。研究结果发现,未预期盈余为正的年报、被出具标准审计意见的年报以及业绩好的年报披露较早;未预期盈余为负的年报、被出具非标准审计意见的年报以及业绩差的年报披露较晚。当年会计师事务所变更的公司和亏损公司年报披露较晚。在变更年报预约披露日期的公司中,未预期盈余为正的公司、被出具标准审计意见的公司以及业绩好的公司通常提前披露年报;未预期盈余为负的公司、被出具非标准审计意见的公司以及业绩差的公司通常推迟披露年报。

关键词: 年报披露;绝对及时;相对及时;未预期盈余;审计意见

中图分类号: F2 **文献标识码:** A

1 引言

及时性是会计信息质量特征体系最基本的组成要素,也是会计理论研究的重要范畴。美国财务会计准则委员会(FASB)在 1980 年财务会计概念公告第 2 号《会计信息的质量特征》(Qualitative Characteristics of Accounting Information)中提出信息质量的两个标准是相关性(及时性、预测价值和反馈价值)和可靠性(如实反映、可核实性和中立性)。中国《企业会计准则》(2006)在《企业会计准则——基本准则》的会计信息质量要求中提到:“企业对于已经发生的交易或者事项,应当及时进行会计确认、计量和报告,不得提前或者延后”。会计信息的很大一部分价值体现在时效性方面,只有毫不延迟地披露信息,才能避免投资者和筹资者之间在信息占有上的时滞,才能使投资者适时地理解吸收信息,并迅速反映到自己的投资决策中。国外的实证研究表明,及时性不同的信息披露会导致不同的市场反应,与较“早”的信息披露相比,较“晚”的信息披露通常导致更小的超额收益,而且通常为负(Givoly and Palmon (1982), Kross and Schroeder (1984))。

什么因素影响上市公司较早披露年报?什么因素影响上市公司较晚披露年报?什么因素影响上市公司比预约披露日期提前披露年报?什么因素影响上市公司比预约披露日期推迟披露年报?

本文以 2001—2004 年度所有沪市上市公司为样本,建立多变量 Logistic 回归模型,检验未预期盈余、审计报告类型、公司业绩、当年度是否发生亏损会计师事务所变更、财务困境、公司规模等多个因素对年报披露及时性的影响。年报披露及时性分为年报披露的绝对及时和年报披露的相对及时。绝对及时是指年报披露日距资产负债表日时间越短,年报披露越及时。相对及时是指年报实际披露日不迟于年报预约披露日。

2 文献回顾

2.1 国外相关文献

国外有关会计信息披露及时性的研究主要集中于哪些因素会影响盈余公告的时滞,以及公告的时间安排是否体现了管理当局的某种意图。最早引起人们注意的一个现象是,有“好”消息的公司似乎更愿意早日披露定期报告而那些将披露“坏”消息的公司则表现出披露滞后的倾向。国外学者通常将

“好”消息和“坏”消息界定为正的或者负的未预期盈余。

Lurie and Pastena (1975) 调查了标准普尔 425 家工业指数公司 SEC 8-K 的披露时机, 他们发现 59% 有“好”消息的公司 在财政年度的上半年公布 SEC 8-K, 仅 22% 有“坏”消息的公司 在财政年度的上半年公布 SEC 8-K。Gilvoly and Palmon (1982) 研究了 1960—1974 年 纽约证券交易所上市公司的年度盈利公告, 从年报披露时间趋势、及时性与 年报信息含量, 年报消息类型与及时性等几个方面做了研究。结果显示, 上市 公司的年报披露时间呈逐年缩短的趋势; 公司规模与年报披露时间成反比; 股 价对较早披露盈余的反应比较晚披露盈余的反应更加显著; 同时还发现, 包含 坏消息的年报更容易推迟披露。

Kross and Schroeder (1984) 将会计信息披露及时性研究扩展到了中期报告, 以 纽约证券交易所和美国证券交易所上市的公司为样本, 研究了季度盈余宣布的 及时性(早或晚)与所披露消息类型(好或坏)之间的相关性, 以及股票回报与 盈余宣布及时性的关系。他们的结果支持了好消息提前披露, 而坏消息推迟披 露的假设, 并发现盈余宣布的及时性与盈余宣告日期附近的非正常股票回报相 关, 且早宣布盈利公司的非正常回报比晚宣布盈利公司的非正常回报显著更高。

Begley and Fischer (1998) 针对美国证券市场法律诉讼环境的变化, 利用最新 样本重新评估了盈余内涵与盈余公告时间的相关性, 发现“好消息披露早, 坏 消息披露晚”的披露规律依然存在, 但这种关系并非严格单调, 盈余消息量值 与公告时间点间并没有显著关联性。

然而也有一些实证研究发现了相反的证据。Han and Wang (1998) 研究了海湾 战争期间的石油开发公司, 他们发现当这些公司获得超常规巨额利润时, 会延 迟报告盈利并选择下调盈利的会计政策。

此外, 也有众多学者对影响审计报告时滞的影响因素进行了分析。Whittred (1980) 发现, 那些获得保留意见的澳大利亚企业通常审计报告时滞更长, 并且发现非标准审计 意见类型越严重, 审计报告时滞越长, 年报披露的时滞越长。此外有多项研究 (Ashton et al, 1987, 1989; Bamber et al 1993; Kinney and Mcdaniel, 1993) 进一步考察了导致审计报告延迟的原因, 诸如审计者结构、 审计者规模、未预期盈利的方向、存在的损失、财务困境和行业因素等, 结果 一般都认为出具非标准审计意见的过程迟滞了审计报告的披露。

2.2 国内相关文献

2.2.1 对年报披露时间早晚(绝对及时)的研究

在我国证券市场研究中, 部分学者针对年报披露时间进行了研究, 发现我国 上市公司年报披露的时间分布呈明显的前松后紧, 孟卫东等(2000)将 195 个 样本按年报披露日期的先后顺序排列并分成两组, 第一组 98 个样本系较早 公布年报的公司, 第二组 97 个样本, 系较晚公布年报的公司, 发现先公布年 报的公司, 其 EPS, ROE 和调整后的 EPS 比后公布的公司的相应指标分别高出 40% 甚至 50% 以上, 并且统计差异非常显著, 据此认为我国上市公司倾向于提前 公布好消息而推迟公布坏消息, 但市场对这两组的股票超额收益的差异并不 显著。

程小可、王化成、刘雪辉(2004)根据随机抽样的 100 个沪市上市公司为样 本, 采用实证研究方法从三个方面进行了分析: 中国上市公司年度盈余披露的 时间规律; 盈余消息类型与披露及时性; 年度盈余披露及时性的市场反映。 实证结果表明: 上市公司年报披露时间呈逐年缩短的趋势, 且规模越大的上 市公司年报披露时间较晚; 利好的盈余信息显著地比利差的盈余信息更及时 披露; 盈余披露的及时性显著影响了盈余市场反映系数。李唯安、唐越军、左 晶晶(2005)认为中国上市公司卷入盈余管理甚至利润操作的可能性较大, 使 得不能确定地认为未预期盈利越高, 企业业绩越好的上市公司年报披露时滞 时间越短。

此外, 有学者单独就审计意见类型对年报披露时间的影响进行了研究。王 建玲(2004), 通过对 1999 年-2002 年的 1199 家公司进行年报披露时间与 审计报告签署时间进行比较后认为, 审计报告的签署时间并不是影响年报及 时性的真正原因, 审计意见类型与年报披露时间有显著的相关性, 审计意见越 严

重，年报的及时性越差。

Haw et al (2003) 将成熟市场国家年报披露及时性的影响因素扩展到中国新兴的证券市场，利用 1995—1999 年中国上市公司的样本数据，控制了公司规模、年度亏损、审计师变更以及监管环境变化等诸多因素，检验了审计意见和未预期盈利对年报披露及时性的影响。研究结果显示：未预期盈利的方向和审计意见类型显著影响了年报披露的及时性，与西方的研究结论相类似。同时，审计意见和未预期盈利之间存在着显著的相互作用，未预期盈利为正而被出具非标准审计意见的公司年报披露明显晚于未预期盈利为负而被出具非标准审计意见的公司。

2.2.2 对年报预约披露日期变更（相对及时）的研究

王立彦、伍丽娜（2003）基于中国特殊的预约披露制度背景，首次以 2002 年年报中变更预约披露日的上市公司为对象，对变更预约披露日的影响因素进行了探讨，研究发现：为数众多的上市公司对预约披露日期的变更存在随意性，推迟披露年报的公司较多被出具非标准无保留审计意见、当年不进行利润分配、会计业绩指标差。

伍丽娜、黄慧馨、吴学孔（2004）以 2002 年实际披露日不同于预约披露日的沪深两市 A 股上市公司年度财务报告为样本，考察了公司审计等因素于年报披露预约日变更行为的关系。研究结果发现，当年得到非标准审计意见、变更会计师事务所、未预期收益为负、年度出现亏损的公司倾向于推迟披露年度报告，但未发现未预期收益值的大小程度对提前和延迟披露年报有显著影响。

唐松华（2004）研究了深市上市公司 2003 年年报披露时间和预约时间变更与公司业绩、审计意见、“戴帽”、“摘帽”等因素之间的关系。他发现业绩较好的公司、被出具标准审计意见公司、“摘帽”公司的年报披露的及时性远远强于相应的对比公司；业绩好公司倾向于提前披露，而业绩差公司、被出具非标准意见公司、交易状况恶化或者维持 ST 状态公司倾向于延迟披露。

3 理论分析与研究假说

3.1 理性人假设

西方经济学认为人在本质上是理性的经济人，即在有限能力下，每个人都试图通过投机实现自身利益的最大化。同样的消息可能因为披露时间的不同而对管理者产生不同的影响，管理者会根据消息的内容及其个人偏好来选择适当的披露时机。年报披露时间的选择是机会主义的管理者最大化自身利益的结果。

3.2 信号理论

信号理论主要包括信号传递和信号甄别两大方面，信号传递（Signaling model Spence, 1974）指通过可观察的行为传递商品价值或质量的确切信息，信号甄别（Screening model Rothschild and Stiglitz, 1976）指通过不同的合同甄别真实信息。二者的主要差别在于，前者是信息优势方先行动，后者是信息劣势方先行动。实际上，信号传递和信号甄别是不利选择模型的特例，或者更确切地说，信号传递和信号甄别是解决不利选择问题的两种相似方法。

信号传递理论和信息甄别模型认为，经营者会通过自己的某些行为向市场传递信息，而作为投资者则可以通过经营者的行为推测其拥有信息的内容。在信息不对称情况下，投资者可能因为无法获得足够的信息而低估公司的价值。拥有好消息的公司一般质量较好，且有较高标准的公司经营业绩和治理信息，公司价值被低估的可能性较大。管理当局为降低利益相关者的疑虑，更乐于主动发出信号，以传递其没有因偷懒行为而降低公司价值的信息，进而解除代理责任或获得市场资源。而拥有坏消息的公司被低估的可能性较小，一旦公布坏消息，可能会使公司价值进一步降低。因此，管理层倾向于延迟披露坏消息。

3.3 契约理论

大多数的薪酬方案通常以股价和净利润为基础来衡量管理者的努力程度。管理者可以通过适当的披露时机的选择，来影响可以获得的薪酬。与此相关的有两种观点：

“内部报告假说”（Laurie and Pastena, 1975）认为：经理人员非常关注公司的内部绩效评价，如果绩效评价和报酬与盈余业绩关联，就会使经理人员将坏消息留在公司内部延迟发布，直到消息得到进一步鉴定、确认与评估。这样，经理人员将会有更多的准备时间来应付“坏消息”的批评并形成挽救计划。另一方面，相对而言，盲目乐观的情绪会使好消息较少地受到详细的审查并且迅速得到通过，而谨慎的态度会使坏消息的更为详细。因此，好消息倾向于比坏消息早发布。

企业的本质是利益相关者的契约集合体。“利益相关者理论”（Watts and Zimmerman, 1990）认为，基于证券市场信息披露的强制性规定，当公司经理人员缺乏有效时机藏匿坏消息时，他们就有动机延迟其公布。延迟信息披露可以使信息暂时得到保留，等到业内坏消息均释放后再公布坏消息，此时，市场已预期到公司拥有特定的坏消息，其最终发布就会获得较少的关注。因此，通过延迟披露，坏消息经过过滤后缓慢反映到股价中，使得依据股价对公司监督的利益相关者最终实施的有效监督并不充分，而经理人员也会从非剧烈波动的股价中获取收益。相反，有好消息公司的有动机赶在其他公司之前发布好消息，以便引起新闻媒体的关注。

债务契约的存在也影响了管理者披露时机的选择。签署了贷款契约或申请贷款的公司，在好的年景，会尽量将财务报告提交给债权人以证明其良好的经营业绩及经营前景。在坏的年景，管理者会尽量拖延提交财务报告的时间，可能的原因是：为避免违反债务契约，管理者可能会采取一定的盈余管理手段来粉饰财务报表。而盈余管理需要一定的时间；而一旦管理者认为违反债务契约已不可避免，他们将会尽量拖延违约时间而避免因债权人追债加剧财务危机。

3.4 研究假说

未预期盈余为正意味着好消息，未预期盈余为负意味着坏消息。

假说 1：未预期盈余为正的公司年报披露及时性较好，而未预期盈余为负的公司年报披露及时性较差。

年报审计是影响年报公布时间的重要因素。按照我国年报披露制度的相关规定，自资产负债表日至年报公开披露日，一般要经过如下阶段：（1）从资产负债表日到上市公司编制财务报表完毕。（2）从注册会计师外勤审计工作开始到完成。（3）注册会计师复核工作底稿，评价审计结果，就初步审计结论与客户沟通，撰写并提交审计报告。（4）董事会审议年报并安排对外披露年报日期。

Dyer and McHugh（1995）的研究发现，审计机制使得澳大利亚的年报披露平均晚了 44 天。伍丽娜、王立彦、高强（2003）研究发现，审计机制使得中国的年报披露平均晚了 78 天。另外，有多项研究（Ashton et al, 1987, 1989; Newton and Ashton, 1989; Bamber et al 1993; Kinney and Mcdaniel, 1993）进一步考察了导致审计报告延迟的原因，诸如审计者结构、审计者规模、未预期盈利的方向、存在的损失、财务困境和行业因素等，结果一般都认为出具非标准审计意见的过程迟滞了审计报告的披露。

由于非标准审计报告对投资者可能传递负面信号，媒体宣传甚至有可能会使得这种负面信号的影响变本加厉（Whittred, 1980）。同时，《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 14 号——非标准无保留审计意见及其涉及事项的处理》规定，“如果上市公司的财务报告因明显违反会计准则等信息披露规范，经注册会计师指出后，公司应当进行更正；如果公司拒绝调整，并因此被出具非标准无保留审计意见，则其定期报告披露后，证券交易所将立即对上市公司的股票实施停牌处理，证监会会在股票停牌期间将依法对有关事项进行调查并作出处理。同时，如果保留意见或否定意见影响公司利润，并且注册会计师指出了该影响数，公司应在制定利润分配方案时扣除该影响数”。由于法律的严格规定和出于各种动机考虑，上市公司管理当局会力图避免被出具非标准审计报告，因此会加强与审计师的沟通、磋商以及谈判。在最终审计意见出具之前，审计师与客户对各种意见分歧的协调与沟通，可能会是一

个长时间的过程（伍丽娜，2002）。这样非标准审计意见的出具很可能导致年报披露的延迟¹。

同时，非标准审计报告可能导致额外的审计资源投入。对于审计师而言，出具何种性质的审计意见，必须遵循相关准则，取得充分的审计证据。按审计准则的要求，注册会计师需要增加审计程序以加强或消除签发非标准审计报告的可能性，审计程序和时间对年报披露及时性构成了一定压力。

假说 2：被出具非标准无保留审计意见的公司年报披露的及时性较差。

上市公司变更会计师事务所对年报的披露时间可能是有影响的。Chow and Rice（1982）研究了非标准审计报告对上市公司审计师变更的影响，结果发现：被出具非标准审计报告的公司倾向于更换审计师，但和被出具非标准审计报告而未变更审计师的公司相比，更换的公司在此后被出具标准审计报告的可能性并没有增加。而唐跃军（2005）发现，变更会计师事务所增大了年报被出具非标准审计报告的可能性，并且，变更会计师事务所的相当部分上市公司的年报的审计报告类型有了不同程度的改善。在买方为主导的中国审计市场，注册会计师尚未做到在诚信基础上独立、规范地执业，使得上市公司的经理有动机通过变更事务所来避免非标准审计报告。

一般来说，变更后的事务所与客户的首次合作，可能需要一个互相熟悉、磨合的过程，双方沟通、协调和谈判时间可能会增加；另外，由于初次接触客户相关的内部控制制度和经营活动，与原有事务所相比，很难直接借鉴以前年度的工作经验和成果，在具体审计程序上花费的时间可能会增加。

假说 3：当年变更会计师事务所的公司年报披露的及时性较差。

4 研究方法和数据描述

4.1 样本数据

本文选取的研究样本包括了 2001—2004 年度所有在上海证券交易所上市的 A 股公司。然后对初选样本进行了如下筛选：

（1）剔除金融类上市公司。金融类上市公司的信息披露编报规则与其他上市公司相比，有着一些特别的规定。

（2）剔除含 B 股、H 股的上市公司。此类公司面临境内外双重监管环境，信息披露程序、年报披露要求等方面都有特殊规定。

（3）剔除数据不全的上市公司样本。

经过筛选，最后得到的研究样本数为 2774 个。其中 2001 年度的样本数为 597 个，2002 年度的样本数为 660 个，2003 年度的样本数为 729 个，2004 年度的样本数为 788 个。

4.2 数据来源与处理

本文使用的主要财务数据如资产负债率、每股收益、审计意见类型、净收益等数据均来自 Wind 数据库查询系统。本文所用到的年报披露时间、年报预约披露日变更、以及会计师事务所数据来自香港理工大学与国泰安信息技术有限公司联合开发的 CSMAR 数据库查询系统。

本文的数据处理主要采用 SAS 统计软件。

4.3 研究模型

本文研究年报披露绝对及时性，即绝对及时性（ Y ）与相对及时性（ Y_{rel} ）之间的关系。研究模型如下：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_{UE} + \beta_2 Opinion + \beta_3 UE + \beta_4 EPS + \beta_5 Switch + \beta_6 Loss + \beta_7 Lever + \beta_8 ST + \beta_9 Size + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i Ind_i + \varepsilon$$

4.4 变量说明

4.4.1 因变量

年报披露及时性的度量指标：对及时性的第一种替代方法就是将年报公告日与该报告所属的会计年度结束日之间的日历天数做为滞后变量。第二种方法是采用年度结束日与年报公告日之间的交易天数作为滞后变量的替代。两者争论的焦点在于将公告期间的节假日也包括在时滞期内是否恰当。支持第一种方法者认为市场对信息的反映和吸收并不因此期间有较长的休市而停止。反对第一种方法者则认为这种简单化的做法忽视了市场作为信息反映平台的基础性作用，在休市日和交易日，使用者对信息的消化方式有较大差别。鉴于样本数据的可获得性以及获得的难易程度，并借鉴国外相关的研究文献，本文拟采用第一种方法作为年报披露绝对及时性的测量方法。即 $Lag = \text{年报披露日} - \text{会计年度结束日}$ ， Lag 值越大，说明年报披露越迟。第三种方法是将定期报告的实际公布日与投资者对公司报告的期望公告日相比较来进行滞后变量的定义。Haw（2003）认为中国上市公司信息披露的时间特征与成熟市场相比，其预测价值较低。因此利用公司历史公告滞后的变量来替代不尽合理。考虑到我国特殊的年报预约披露制度，投资者对公司报告的期望公告日可用交易所对外公布的上市公司年报预约披露日期进行良好替代。因此，本文拟选用的年报披露相对及时性的测量方法为：若年报实际披露日早于年报预约披露日，为提前披露；若年报实际披露日晚于年报预约披露日，为延迟披露。

4.4.2 测试变量

4.4.2.1 盈余消息性质的度量指标

McHugh and Dyer(1975)检验了盈利水平与财务报告披露迟滞的关系，并没有发现两者有显著的相关性。他们用来反映盈余消息性质的变量是平均盈利水平，而非盈余的正负和盈余的变化值。因此，Givoly（1982）认为，与管理层和投资者有密切关联的盈余消息性质的应该是未预期盈余的变化，并且提出了期望盈余的三个模型：

$$(1) E(I_t) = I_{t-1}$$

$$(2) E(I_t) = I_{t-1} + ct$$

$$(3) E(I_t) = \text{分析师在第 } t \text{ 年末的预测值}$$

其中 I_t 表示第 t 年的盈余值， ct 表示前 5 年的（算术）平均增长。模型 3 中常用扣除非常项目的每股盈余（EPS）。

中国证券市场的发展历史并不长，分析师的预测值并不易获得，并且分析师的作用还需进一步检验。因此，本文拟借鉴 Haw（2003）度量未预期盈余的方法：

$$UE = (NI_{it} - NI_{it-1}) / TA_{it-1}$$

其中是 NI_{it} (NI_{it-1}) 是 i 公司第 t ($t-1$) 年的净利润。 TA_{it-1} 是 i 公司第 $t-1$ 年末的总资产值。如果是 IPO 公司，则以招股说明书中披露的上市前一年度的净利润作为替代值。设置虚拟变量 DUE ，当 $UE > 0$ 时，未预期盈余为正， $DUE = 1$ ；当 $UE < 0$ 时，未预期盈余为负， $DUE = 0$ 。

4.4.2.2 审计报告类型的度量指标

现行审计报告准则中将审计报告类型分为四类：（1）标准无保留意见。（2）保留意见。（3）否定意见。（4）无法表示意见。只有被审单位会计报表符合国家颁布的企业会计准则和相关会计制度的规定，在所有重大方面公允反映了被审单位的财务状况、经营成果和现金流量时，才可能被出具标准无保留意见的审计报告。而如果被审单位会计政策的选用、会计估计的做出或会计报表的披露不符合国家颁布的企业会计准则和相关会计制度的规定，虽影响重大，但报表整体而言是公允的，就会被出具保留意见的审计报告。如果会计报表不符合国家颁布的企业会计准则和相关会计制度的规定，未能从整体上公允反映被审计单位的财务状况、经营成果和现金流量，将被出具否定意见的审计报告。如果

审计范围受到限制可能产生的影响非常重大和广泛，不能获取充分、适当的审计证据，以致使无法对会计报表发表意见，将被出具无法表示意见的审计报告。可见，以上四种审计报告存在着本质的区别，前三种审计报告的审计意见类型依次加重。另外，如果存在对持续经营能力产生重大疑虑的事项或情况，或者存在对会计报表产生重大影响的不确定事项（持续经营问题除外）、且不影响已发表的审计意见类型时，注册会计师应当考虑在审计报告的意见段后增加强调事项段对此予以强调。由于加强强调事项段要求注册会计师的职业判断，并且实际操作中也有很大的灵活性。因此，便出现了审计意见的变通行为。李爽、吴溪（2002）以 1998—2000 年为窗口，采用二元逻辑选择模型考察了注册会计师在发表解释说明无保留意见和发表保留意见之间做出选择的因素，发现注册会计师在出具上市公司审计报告时存在变通审计意见行为。证监会 2001 年发布的《公开发行证券的公司信息披露编报规则 14 号——非标准无保留意见及其涉及事项的处理》中明确规定：注册会计师不得以解释说明代替保留意见，或者以保留意见代替否定意见。而陈关享、高晓明（2004）以 2001—2002 年 A 股上市公司的财务报告为研究对象，实证分析了审计意见和盈余管理的关系及审计变通行为，结果表明，注册会计师在一定程度上揭示了上市公司的盈余管理行为，但仍存在变通审计意见的迹象。

2006 年颁布的新审计准则《中国注册会计师审计准则第 1501 号——审计报告》及《中国注册会计师审计准则第 1501 号——审计报告》将审计报告类型分为两大类：标准审计报告与非标准审计报告，非标准审计报告是指标准审计报告以外的其他审计报告，包括带强调事项段的无保留意见的审计报告和非无保留意见的审计报告。非无保留意见的审计报告包括保留意见的审计报告、否定意见的审计报告和无法表示意见的审计报告。本文的样本中未发现否定意见的审计报告。本文通过设置虚拟变量 *opinion* 来度量审计报告类型。当出具标准审计报告时，*opinion*=0；当出具非标准审计报告时，*opinion*=1。此外，为比较不同类型的非标准审计报告类型对年报披露及时性的影响，本文还增设了 *opinion1*, *opinion2*, *opinion3*, *opinion4*。具体意义在研究模型中进一步阐明。

4.4.2.3 公司业绩指标

孟卫东、陆静（2000）认为，我国上市公司倾向于提前公布好消息，推迟公布坏消息，并且认为，我国证券市场上对所谓好、坏消息的认同主要集中在 EPS 和 ROE 两个指标上。本文拟选择的公司业绩指标主要是 EPS 和 ROA，没有选择 ROE 主要是以下两方面的考虑：（1）可能存在资不抵债净资产为负而净利润为正的情形。这时候利用 ROE 来评价业绩不甚恰当。（2）ROA 通常也能替代 ROE 作为公司业绩的评价指标。另外，在中国特殊的制度背景下，是否发生亏损也一直为投资者所重视。证监会在《亏损上市公司暂停上市和终止上市实施办法（修订）》中规定：“公司出现最近三年连续亏损的情形，证券交易所应自公司公布年报之日起十个工作日内作出暂停其股票上市的规定。”《证券法》也同样规定：公司最近 3 年连续亏损，由证券交易所决定暂停其股票上市；公司最近 3 年连续亏损，在其后一个年度内未能恢复盈利，由证券交易所决定终止其股票上市交易。因此，一般来说，年度亏损也是上市公司不愿披露、但又不得不披露的坏消息。本文通过设虚拟变量 *Loss* 来度量公司是否发生亏损。当公司发生亏损时，*Loss*=1；当公司报告盈利时，*Loss*=0。

4.4.2.4 其他指标

（1）会计师事务所变更 本文设置了虚拟变量 *Switch* 来度量会计师是否发生变更。当会计师事务所发生变更，*Switch*=1；未发生变更的，*Switch*=0；对于仅因为改组、改制或合并而引起的事务所名称的变更不视为会计师事务所的变更；对于 IPO 公司当年，如果为公司上市提供前三年会计报表审计的会计师事务所未发生变更，则视为未发生变更。

（2）是否被 ST ST（Special Treatment）意为“特别处理”，主要是针对出现财务状况或其他状况异常的公司。ST 的目的在于向投资者提示市场风险，引导投资者进行理性的投资。当然，如果公司异常状况消除，可以恢复正常交易。显然，ST 公司与一般上市公司相比，财务风险较高，投资风险比较大。ST 公司可能选择比较晚的时间来披露年报。因此，有必要设置虚拟变量来控制当年度被 ST 的公司。若当年度被 ST，*ST*=1；若当年度未被 ST，*ST*=0。

(3) 财务困境指标 面临财务困境与财务报告的延迟披露有一定联系。比如，当公司陷入财务困境时，就会使注册会计师对公司的持续经营能力产生重大疑虑而增加审计程序，延滞审计报告的披露。同样，财务报告的延迟披露会导致债权人、证券分析师、甚至于监管机构会产生对公司面临财务困境的疑虑，而这种疑虑更可能加重公司所处的财务困境。Greg Whittred and Ian Zimmer (1982) 发现陷入财务困境的公司与控制样本相比，财务报告的披露显著较晚。本文借鉴 Haw (2003) 度量财务困境的方法，利用资产负债率来替代财务困境，资产负债率高的公司面临财务困境的可能性比资产负债率低的公司要大。

4.4.3 控制变量

4.4.3.1 公司规模

一般认为，公司规模越大，编制年报所需的时间就越长，会计师在审计时所需的时间就越长，年报披露时间也就越迟。比如 Haw (2003) 等发现，中国的小规模上市公司倾向于提前披露年报，王化成 (2004) 等发现规模越大的上市公司年报披露时间就越晚。因此，本文在进行多元回归时，将公司规模也作为控制变量纳入到模型中。其替代变量用期末总资产的自然对数来表示。

4.4.3.2 行业

本文通过设置虚拟变量，控制了行业因素对结果产生的影响。上市公司行业类型来自于证监会 2001 年颁布的《上市公司行业分类指引》，该指引以上市公司最近年度经审计后的营业收入为分类标志。我们将金融类以外的所有上市公司以上标志分为制造业零售业等 11 类，设置 11 个行业虚拟变量 (Ind_i) 对行业进行控制。

5 研究结果及解释

5.1 描述性统计

5.1.1 影响年报披露绝对及时性的单因素分析

虚拟变量	类别	N	%	均值	标准差	均值差异	比较 t 检验的 t 值	Wilcoxon 检验的 χ^2
Opinion	0	2567	92.54	83.986	23.388	-21.38	-12.6 (***)	181.8324 (***)
	1	207	7.46	105.36	24.504			
Due	0	1263	45.53	91.953	22.364	11.698	13.2(***)	166.457 (***)
	1	1511	54.47	80.255	24.27			
Switch	0	2490	89.76	85.221	24.11	-3.519	-2.33 (**)	4.3683 (**)
	1	284	10.24	88.739	24.129			
Loss	0	2506	90.34	83.348	23.439	-23.11	-17.5(***)	155.9019 (***)
	1	268	9.66	106.46	20.223			
ST	0	2707	97.58	84.986	23.801	-24.64	-8.36(***)	65.766 (***)
	1	67	2.42	109.63	25.26			

(***) 表示差异在 1%水平上显著；(**) 表示差异在 5%水平上显著；

表 5—1 虚拟变量对年报披露时间的比较 t 检验和 Wilcoxon 检验

表 5—1 虚拟变量对上市公司年报披露时间进行了比较 t 检验和 Wilcoxon 检验。如表所示：假说 1、2、3 均得到初步支持。具体表现为：

1. 被出具非标准审计意见的公司为 207 家，占样本总体的比例为 7.46%。在其他因素不变的情况下，被出具非标准审计意见公司的年报平均披露时间为 105.36 天，比标准审计意见对照组公司的年报披露平均晚 21.38 天，这一差异在 1%水平上显著（ $t=-12.6$ ； $\chi^2=181.8324$ ）。

2. 未预期盈余为负的公司为 1263 家，占样本总体的比例为 45.53%，平均年报披露时间为 91.953 天，未预期盈余为正的公司的平均年报披露时间为 80.255 天，比未预期盈余为正的公司平均早 11.698 天，这一差异在 1%水平上显著（ $t=13.2$ ； $\chi^2=166.457$ ）。

3. 变更会计师事务所的公司为 284 家，占样本总体比例为 10.24%，平均年报披露时间为 88.739 天，会计师事务所未发生变更公司平均年报披露时间为 85.221 天，比会计师事务所变更公司的年报披露时间早 3.519 天，这一差异在 5%水平上是显著的（ $t=-2.33$ ； $\chi^2=4.3683$ ）。

4. 表 5—1 显示，亏损公司的年报披露时间比盈利公司的年报披露时间平均晚了 23.11 天，并且这一差异在 1%水平上显著（ $t=-17.5$ ）；ST 公司的年报披露时间比其他公司的年报披露时间平均晚了 24.64 天，此差异在 1%水平上显著（ $t=-8.36$ ）。

审计意见类型	N	%	Mean	Std Deviation	Std Error Mean
标准无保留意见	2567	92.54	83.99	23.3877103	0.46160954
无保留意见+强调事项段	140	5.05	103.23	21.4453774	1.8124652
保留意见	31	1.12	107.97	23.29876	4.18458098
保留意见+强调事项段	20	0.72	103.7	25.73366	5.75422042
无法表示意见	16	0.58	121.06	41.67728	10.4193205

表 5—2 审计意见类型与年报披露绝对及时性的关系

从表 5—2 可见，绝大多数上市公司（2567 家）都被出具了标准无保留意见的审计报告，比例达到了 92.54%。在出具的非标准无保留意见审计报告中，无保留意见+强调事项段类型占大多数。

被出具标准审计报告公司的平均年报披露时间为 83.99 天；被出具无保留意见+强调事项段审计报告的公司的平均年报披露时间为 103.23 天，比无保留意见的公司平均晚了 19.24 天；被出具保留意见的公司的平均年报披露时间为 107.97 天，比被出具无保留意见+强调事项段审计意见的公司平均晚了 4.74 天；而被出具无法表示意见公司的平均年报披露时间最晚，为 121.06 天。同时，表 5—1 中的非参数检验已表明非标准审计报告的平均年报披露时间显著比标准审计报告的平均年报披露时间长。

表 5—3 列示了非标准审计报告与平均年报披露时间的关系。一元方差分析的统计结果表明：被出具无保留意见+强调事项段审计报告、保留意见以及保留意见+强调事项段审计报告的平均年报披露时间分别为 103.23 天、107.97 天以及 103.7 天，他们之间并不存在显著差异（F-值=0.58 P 值=0.561），这可以解释为变通三类审计意见的行为所致。而将四类非标准审计报告的平均年报披露时间比较来看，却存在着显著差异（F-值=2.76 P 值=0.04）。

非标准审计报告类型	N	%	均值	标准差	F-值	P 值	F-值	P 值
-----------	---	---	----	-----	-----	-----	-----	-----

无保留+强调事项段	140	5.05	103.23	21.44538	0.58	0.561	2.76 (**)	0.04
保留意见	31	1.12	107.97	23.29876				
保留+强调事项段	20	0.72	103.7	25.73366				
无法表示意见	16	0.58	121.06	41.67728	—	—		

表 5—3 非标准审计报告与平均年报披露时间的关系

5.1.2 影响年报披露相对及时性的单因素分析

1. 未预期盈余的正负对年报披露相对及时性的影响

	提前披露		按期披露		延迟披露	
	N	%	N	%	N	%
未预期盈余为正	131	8.67	1125	74.45	255	16.88
未预期盈余为负	82	6.49	872	69.04	309	24.47

表 5—6 未预期盈余的正负对年报披露相对及时性的影响

表 5—6 列示了未预期盈余的正负对年报披露相对及时性的影响。从表 5—6 中可以看出，未预期盈余为正的年报披露相对及时性比未预期盈余为负的相对及时性要好。未预期盈余为正的年报提前披露的比例为 8.67%，延迟披露的比例为 16.88%；而未预期盈余为负的年报提前披露的比例为 6.49%，延迟披露的比例为 24.47%。

2. 审计意见类型对年报披露相对及时性的影响

审计报告类型	提前披露		按期披露		延迟披露	
	N	%	N	%	N	%
标准审计报告	205	7.99	1899	73.98	463	18.04
无保留+强调事项段	7	5.00	66	47.14	67	47.86
保留意见	0	0.00	19	61.29	12	38.71
保留意见+强调事项段	1	5.00	9	45.00	10	50.00
无法表示意见	0	0.00	4	25.00	12	75.00

表 5—7 审计意见类型对年报披露相对及时性的影响

表 5—7 描述性统计的结果表明：被出具标准审计报告的年报披露相对及时性最好，其提前披露和按期披露的比例最大，延迟披露的比例最低。被出具无保留+强调事项段、保留意见、保留意见+强调事项段的年报披露相对及时性较差，被出具无法表示意见审计报告的年报延迟披露的比例达到了 75%，相对及时性最差。

3. 年报预约披露日变更与未预期盈余和每股收益的均值

年报预约披露执行情况	N	未预期盈余均值	每股收益均值
提前披露	213	0.03519	0.25184
按期披露	1997	0.00844	0.17131
延迟披露	564	0.00166	0.02687
Kruskal-Wallis 统计检验		$\chi^2=31.9049$ (***)	$\chi^2=73.7401$ (***)
		P<0.0001	P<0.0001

表 5—8 年报预约披露日变更与未预期盈余和每股收益的均值

如表 5—8 所示，随着年报披露相对及时性的变差，未预期盈余和每股收益的均值呈整体下降的趋势。Kruskal-Wallis 统计检验结果表明：相对及时性程度不同的公司，未预期盈余的均值和每股收益的均值均在 1%水平上存在显著差异。相对及时性越好，未预期盈余和每股收益的均值越大。

年报预约披露执行情况	样本数及比例	标准审计报告	非标准审计报告					合计
			无保留意见+强调事项段	保留意见	保留意见+强调事项段	无法表示意见	合计	
提前披露	N	205	7	0	1	0	8	213
	%	96.24	3.29	0	0.47	0	3.76	100
准时披露	N	1899	66	19	9	4	98	1997
	%	95.09	3.30	0.95	0.45	0.20	4.91	100
延迟披露	N	463	67	12	10	12	101	564
	%	82.09	11.88	2.13	1.77	2.13	17.91	100
合计	N	2567	140	31	20	16	207	2774
	%	92.54	5.05	1.12	0.72	0.58	7.46	100

表 5—9 年报预约披露日变更与审计报告类型关系

表 5—9 显示，提前披露的公司大多数都是无保留意见的审计报告，有 205 家，占有提前披露公司（213 家）的 96.24%；按期披露公司无保留意见审计报告占比为 95.09%；而延期披露公司标准无保留意见的有 463 家，占比为 82.09%；即延期披露公司非标准审计报告的比例比提前披露和按期披露的公司都要高。而在所有 207 家被出具非标准审计报告的公司中，有 101 家即将近一半的公司延期披露年报。

5.2 多因素回归分析

尽管描述性统计结果初步支持了假说 1，假设 2 和假说 3，但由于没有控制因素间相互作用对年报披露及时性影响，因此需要进一步的多因素回归分析。年报披露及时性可分为年报披露的绝对及时和相对及时，因此以下的多因素回归分析将分两部分进行。

5.2.1 年报披露绝对及时性的影响因素分析

为进一步检验上市公司年报披露绝对及时性与未预期盈余，审计报告类型等因素的相关性，本文建立了如下回归模型 1：

$$Lag = \alpha + \beta_1 D_{UE} + \beta_2 Opinion + \beta_3 UE + \beta_4 EPS + \beta_5 Switch + \beta_6 Loss + \beta_7 Lever + \beta_8 ST + \beta_9 Size + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i Ind_i + \varepsilon$$

其中涉及到的变量含义上文已经提到。假说 1 预测 β_1 为负，认为未预期盈余符号为正，年报披露的绝对及时性较好；未预期盈余符号为负，年报披露的绝对及时性较差。假说 2 预测 β_2 为正，被出具非标准审计报告的年报披露的绝对及时性较差。假说 3 预测 β_5 为正，认为会计师事务所变更当年的年报披露的绝对及时性较差。回归结果如下：

变量	符号预期	参数估计	t Value	VIF
Intercept	?	64.78336	10.40 (***)	0
D_{UE}	—	-7.01284	-7.69(***)	1.17027
Opinion	+	10.64789	5.64(***)	1.39316
UE	—	-0.69008	-0.32	1.15050
EPS	—	-10.76447	-8.17(***)	1.91116
Switch	+	2.41426	1.73(*)	1.01995
Loss	+	6.12234	3.05(***)	1.99407
Lever	+	-0.90485	-0.88	1.23799
ST	+	4.55680	1.46	1.29652
Size	+	2.34227	4.67(***)	1.13823
Adj R-Sq	0.1594			
F Value	27.29(***)			

(***) 表示在 1%水平上显著； (**) 表示在 5%水平上显著； (*) 表示在 10%水平上显著

表 5—10 模型 1 的回归结果

从回归结果来看， D_{UE} 变量系数 β_1 为正且在 1%水平上显著，支持了假说 1，即未预期盈余符号为正，年报披露较早；未预期盈余符号为负，年报披露较晚。 $Opinion$ 变量系数 β_2 为负且在 1%水平上显著，支持了假说 2，即被出具非标准审计报告的年报披露较晚。 $Switch$ 变量系数 β_5 为正且在 10%水平上显著，说明会计师事务所变更当年的年报披露较晚，支持了假说 3。而 UE 变量系数 β_3 为负，与预期相符但不显著，说明未预期盈余的大小与年报披露的迟早可能有关，但需要进一步验证。 EPS 变量系数 β_4 为负且在 1%水平上显著，说明公司业绩越好，年报披露得越早。 $Loss$ 变量系数 β_6 为正且在 1%水平上显著，说明亏损公司年报披露较晚； $Size$ 变量系数 β_9 为正且在 1%水平上显著，说明公司规模越大，年报披露得越晚。 ST 变量系数 β_8 为正，与预期相符但不显著，说明 ST 公司年报披露较晚的假说需要进一步验证。而反映的指标 $Lever$ 变量系数 β_7 为负且不显著，说明财务困境的替代变量资产负债率的高低与年报披露的迟早不相关。行业控制变量的回归结果未在表中列示，其中 $ind3$ （行业为制造业时， $ind3=1$ ；其他行业时， $ind3=0$ ）， $ind6$ （行业为交通运输、仓储业时， $ind6=1$ ；其他行业时， $ind6=0$ ）， $ind11$ （行业为传播与文化产业时， $ind11=1$ ；其他行业时， $ind11=0$ ）系数均在 5%水平上显著， $ind4$ （行业为电力、煤气及水的生产和供应业时， $ind4=1$ ；其他行业时， $ind4=0$ ）系数在 10%水平上显著，即制造业，电力、煤气及水的生产和供应业，交通运输、仓储业和传播与文化产业等几种行业年报披露较晚。其余行业变量系数均不显著。

为了进一步考察带强调事项段的无保留意见、保留意见、带强调事项段的保留意见及无法表示意

见对年度报告绝对性的影响是否有差异，本文设置四个虚拟变量：Opinion₁，Opinion₂，Opinion₃，Opinion₄，其具体含义为：

当年被出具带强调事项段的无保留意见时，Opinion₁=1，被出具其他意见类型时，Opinion₁=0；当年被出具保留意见时，Opinion₂=1，被出具其他意见类型时，Opinion₂=0；当年被出具带强调事项段的保留意见时，Opinion₃=1，被出具其他意见类型时，Opinion₃=0；当年被出具无保留意见时，Opinion₄=1，被出具其他意见类型时，Opinion₄=0。其他变量不变。回归模型为：

$$tag = \beta_0 + \beta_1 D_{UE} + \beta_2 Opinion_1 + \beta_3 Opinion_2 + \beta_4 Opinion_3 + \beta_5 Opinion_4 + \beta_6 UE + \beta_7 EPS + \beta_8 Switch + \beta_9 Loss + \beta_{10} Lever + \beta_{11} ST + \beta_{12} Size + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i Ind_i + \varepsilon$$

变量	符号预期	参数估计	t Value	VIF
Intercept	?	65.17012	10.44 (***)	0
D _{UE}	—	-7.01614	-7.68 (***)	1.17192
opinion ₁	+	10.54576	4.99 (***)	1.21410
opinion ₂	+	11.30968	2.74 (***)	1.06734
opinion ₃	+	6.67797	1.26	1.13471
opinion ₄	+	15.16999	2.56 (***)	1.13940
UE	—	-0.53431	-0.25	1.15698
EPS	—	-10.77201	-8.13 (***)	1.93344
Switch	+	2.37828	1.70 (*)	1.02075
loss	+	6.11870	3.04 (***)	1.99932
Lever	+	-0.80431	-0.77	1.26270
ST	+	4.07295	1.28	1.34573
Size	+	2.31241	4.60 (***)	1.14248
R-Square		0.1659		
Adj R-Sq		0.1589		
F Value		23.77 (***)		

(***) 表示在 1%水平上显著； (**) 表示在 5%水平上显著； (*) 表示在 10%水平上显著

表 5—11 模型 2 的回归结果

从回归结果来看，要考察的四个审计意见变量中，参数估计符号均为正。除了 Opinion₃（带强调事项段的保留意见）未达到显著水平外，其余三个变量均在 1%的水平上显著。Opinion₁的参数估计与 Opinion₂的参数估计相差很小。而 Opinion₄的参数估计大于 Opinion₁与 Opinion₂，说明被出具无法表示意见审计意见的年报披露更晚。

5.2.2 年报披露相对及时性的影响因素分析

1. 延迟披露与提前披露行为差异的影响因素分析

为进一步考察上市公司年报披露相对及时性与未预期盈余、审计报告类型等因素的相关性，本文借鉴伍丽娜(2004)的方法，建立如下回归模型：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_{UE} + \beta_2 Opinion + \beta_3 UE + \beta_4 EPS + \beta_5 Switch + \beta_6 Loss + \beta_7 Lever + \beta_8 ST + \beta_9 Size + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i Ind_i + \varepsilon$$

其中，Y 为虚拟变量。当年报延迟披露时，Y=1；当年报提前披露时，Y=0。其他变量含义如上文所述。回归结果如下：

变量	符号预测	参数估计	t Value	VIF
Intercept	?	1.06573	4.58 (***)	0
D _{UE}	—	-0.07592	-2.20(**)	1.23087
opinion	+	0.11878	2.16(**)	1.50649
UE	—	-0.02773	-0.40	1.32255
EPS	—	-0.12172	-2.37(**)	2.38228
Switch	+	0.00952	0.20	1.03306
Loss	+	0.00276	0.04	2.65155
Lever	+	0.01834	0.38	1.40872
ST	+	-0.01080	-0.13	1.49121
Size	+	-0.02627	-1.41	1.15153
R-Square		0.0804		
Adj R-Square		0.0560		
F Value		3.30 (***)		

(***) 表示在 1%水平上显著； (**) 表示在 5%水平上显著； (*) 表示在 10%水平上显著

表 5—12 模型 3 的回归结果

从回归结果来看，DUE 变量系数 β_1 为正且在 5%水平上显著，支持了假说 1；在变更预约日期的样本中，未预期盈余为正的年报倾向于提前披露，未预期盈余为负的年报倾向于推迟披露。Opinion 变量系数 β_2 为负且在 5%水平上显著，支持了假说 2；在变更预约日期的样本中，被出具非标准审计报告的年报倾向于推迟披露，被出具标准审计报告的年报倾向于提前披露。此外，公司业绩指标 EPS 变量系数 β_4 为负且在 5%水平上显著，说明在变更预约日期的样本中，业绩好的公司倾向于提前披露年报，而业绩差的公司则倾向于推迟披露年报。当年度发生亏损 Loss 和会计师事务所的变更 Switch 对年报披露相对及时性的影响均不显著，可能此类公司年报披露的预约时间本身就比较晚，因此没有必要推迟年报的披露日期。其余指标对年报披露相对及时性的影响均不显著。

2. 延迟披露与按期披露行为差异的影响因素分析

按期披露相对于延迟披露而言，其年报披露的相对及时性较好。未预期盈余，审计报告类型等因素是否同样影响着公司选择延迟披露和按期披露行为呢？本文再次利用回归模型 1 进行了 Logistic 回归，当公司延迟披露时，Y=1，当年报按期披露时，Y=0。其他变量不变。回归结果如下：

变量	符号预测	参数估计	t Value	VIF
----	------	------	---------	-----

Intercept	?	-0.03783	-0.32	0
D _{UE}	—	-0.04283	-2.48(**)	1.17475
opinion	+	0.23566	6.73(***)	1.38914
UE	—	0.02729	0.65	1.13353
EPS	—	-0.01568	-0.64	1.91656
Switch	+	0.05577	2.09(**)	1.01998
loss	+	0.04909	1.32	1.97973
Lever	+	0.00654	0.34	1.22621
ST	+	0.22065	3.78(***)	1.29061
Size	+	0.02159	2.27(**)	1.13289
R-Square		0.0653		
Adj R-Sq		0.0579		
F Value		8.87 (***)		

表 5—13

从回归结果来看，DUE 变量系数 β_1 为正且在 5%水平上显著，支持了假说 1，未预期盈余为负的年报倾向于延迟披露。Opinion 变量系数 β_2 为负且在 1%水平上显著，支持了假说 2，被出具非标准审计报告的年报倾向于延迟披露。此外，会计师事务所变更变量 Switch 变量系数 β_5 为正且在 5%水平上显著，当年会计师事务所变更的公司倾向于延迟披露年报。ST 变量系数 β_8 为正且在 1%水平上显著，ST 公司倾向于延迟披露年报。除上述外，其余变量的系数均不显著。

6 研究结论

本文以 2001—2004 年度所有沪市上市公司为样本，建立多变量 Logistic 回归模型，控制了行业因素和公司规模，实证检验了未预期盈余、审计报告类型、公司业绩、资产负债比率、是否亏损、会计师事务所变更、是否亏损、是否 ST 等多个因素对上市公司年报披露绝对及时性和相对及时性的影响。

研究结果发现，

1. 未预期盈余为正的年报、被出具标准审计意见的年报以及业绩好的年报披露较早，绝对及时性较好。而未预期盈余为负的年报、被出具非标准审计意见的年报以及业绩差的年报披露较晚，绝对及时性较差。其中被出具无法表示意见审计报告的年报披露更晚，绝对及时性更差。
2. 在变更年报预约披露日期的公司中，未预期盈余为正的公司、被出具标准审计意见的公司以及业绩好的公司通常提前披露年报，相对及时性较好；未预期盈余为负的公司、被出具非标准审计意见的公司以及业绩差的公司通常推迟披露年报，相对及时性较差。
3. 当年会计师事务所变更的公司和亏损公司年报披露较晚，绝对及时性较差。
4. 当年会计师事务所变更的公司和亏损公司由于原来年报预约披露日期就比较晚，所以很少发现比原预约日期推迟披露年报的现象。

参考文献:

- [1] Ashton, R. H., J. J. Willingham, and R. K. Elliot 1987. An empirical analysis of audit delay. *Journal of Accounting Research*5: 657-673.
- [2] Ashton, P. R. Graul, and J. D. Newton.1989. Audit delay and the timeliness of corporate reporting.
- [3] Bamber, E. M., L. S. Bamber, and M. P. Schoderbek.1993. Audit structure and other determinants of audit report lag: An empirical analysis. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*12: 1-23.
- [4] Begley, J., and P. E. Fischer, 1998. Is there information in an earnings announcement delay? [J]. *Review of Accounting Studies*3: 347-363
- [5] Chow, C., and S. Rice, 1982. Qualified audit opinions and audit switching, *The Accounting Review* (April): 326-335
- [6] Dyer, J. D., and A. J. McHugh. 2000. The timeliness of the Australian Annual Report. *Journal of Accounting and Economics*28: 269-305
- [7] Gilvoly, D., and D. Palmon, 1982. Timeliness of annual earnings announcements: some empirical evidence. *Accounting Review*, 57. p486-508
- [8] Haw, K. Park, D. Qi, and W. Wu 2003. Audit qualification and timing of earnings announcement: evidence from China. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*22: 121-146
- [9] Kinney, W. R., Jr., and L. S. McDaniel. 1993. Audit delay for firms correcting quarterly earnings. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*12: 135-142
- [10] Kross, W. and D.A. Schroeder. 1984. An empirical investigation of the effect of quarterly earnings announcement timing on stock returns. [J]. *Journal of Accounting Research* 22: 153-176
- [11] Lurie, A., and V. Pastena, 1975 How promptly Do Corporations Disclose Their Problems? [J]. *Financial Analysts Journal*: 55-61.
- [12] Newton, J. D. and R. H. Ashton (1989) "The association between audit technology and audit delays", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 8: 22-37
- [13] Skinner, D., 1994 Why firms voluntarily disclose bad news? [J]. *Journal of Accounting Research*32: 38-61
- [14] Skinner, D., 1997 Earnings disclosures and stockholder Lawsuits. [J]. *Journal of Accounting and Economics*8: 249-283
- [15] Spence, A. M. (1974), *Market Signaling*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [16] Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1990. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review*65: 131-156
- [17] Whittred, G. 1980 . Audit qualification and the timeliness of corporate annual reports. [J]. *The Accounting Review*55: 563-577
- [18] Whittred, G. and I. Zimmer. 1984. Timeliness of financial reporting and financial distress. *The Accounting Review*59: 287-295
- [19] 蔡祥, 李志文, 张为国, 2003, 中国实证会计研究述评, 《中国会计与财务研究》第 5 卷第 2 期

- [20] 程小可, 王化成, 刘雪辉, 2004, 年度盈余披露的及时性与市场反映——来自沪市的证据,《审计研究》第2期 48-53
- [21] 陈关亭, 高晓明, 2004, 审计意见及其变通行为分析——来自2001—2002年的经验证据,《审计研究》第3期
- [22] 陈汉文, 邓顺永, 2004, 盈余报告及时性: 来自中国股票市场的经验证据,《当代财经》第4期
- [23] 李维安, 唐跃军, 左晶晶, 2005, 未预期盈利、非标准审计意见与年报披露的及时性,《管理评论》第3期
- [24] 李爽, 吴溪, 2002, 审计意见变通及其监管: 经验证据,《中国会计与财务研究》第4卷第4期
- [25] 孟卫东, 陆静, 2000, 上市公司盈余披露的特征及信息含量,《经济科学》第5期
- [26] 唐松华, 2004, 深市2003年年报披露进度及预约执行情况分析,《证券市场导报》第6期
- [27] 伍丽娜, 黄慧馨, 吴学孔, 2004, 上市公司审计与年报预约披露日变更,《审计研究》第5期
- [28] 伍丽娜, 王立彦, 高强, 2003, 审计报告时滞与审计师、客户特征, 收录于《中国审计改革与发展研究》, 中国财政经济出版社
- [29] 王立彦, 伍丽娜, 2003, 公司年报披露预约日变更及披露后更改行为——基于2002年中国上市公司年度报告得分析,《经济科学》第6期
- [30] 王建玲, 2004, 上市公司年度报告及时性与审计意见,《预测》第4期
- [31] 徐舜, 罗党论, 2005, 预约披露日变更的影响因素分析——来自中国证券市场的经验证据,《中山大学研究生学刊》第26卷第1期

Unexpected Earnings, Audit Report, and Timeliness of Annual Financial Reports

——Evidence from the annual financial reports of listed companies of Shanghai stock market

Jiang Yihong, Zhan Ruifeng

(Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Collecting all listed companies of Shanghai stock market from 2001 to 2004 as the samples and controlling the factors such as the industry and the size, this paper makes the positive analysis on the relationship between the unexpected earnings, audit report, the performance of the companies, whether suffering the loss, CPA switches, ST, financial distress and so on and the absolute timeliness and the relative timeliness of the annual financial reports through the multivariable Logistic Regression Model. The findings discover, the annual financial reports with positive unexpected earnings, standard unqualified audit report and good performance are usually disclosed earlier; On the contrary, the annual financial reports with negative unexpected earnings, non-standard unqualified audit report and bad performance are usually disclosed later. The listed companies that switch the CPAs and that suffer from loss tend to disclose the annual financial reports later. Among the listed companies that modify the scheduled disclosure date, the annual financial reports with positive unexpected earnings, standard unqualified audit report and good performance are inclined to be ahead of schedule; On the contrary, the annual financial reports with negative unexpected earnings, non-standard unqualified audit report and bad performance are inclined to be behind schedule.

Keywords: annual financial reports disclosure, absolute timeliness, relative timeliness, unexpected earnings, audit report

作者简介:

蒋义宏: 男, 56 岁, 上海财经大学会计与财务研究院, 教授;

湛瑞锋: 男, 25 岁, 上海财经大学会计学院会计学硕士研究生

* 本文系教育部人文社会科学研究项目《上市公司年报披露及时性问题的研究》(05JA790050), 上海市哲学社会科学规划课题《上市公司会计信息及时性研究》(2006BJB012)的阶段性研究成果, 同时得到上海财经大学会计与财务研究院的资助。

¹ chen et al (2001) 研究中国股市后发现, 审计迟滞和被出具审计意见的频率正相关, 表明审计双方的久拖不决是被出具非标准审计意见可能性增加的信号。