

年报及时性的信号效应

——基于 2004—2006A 股上市公司年报的实证检验

王雄元 陈文娜 顾俊

(中南财经政法大学会计学院 430070)

【摘要】基于 2004—2006 年 A 股市场年报披露时间的数据, 本文通过考察年报及时性的市场反应检验年报及时性的当期信号效应, 通过考察年报及时性与下一时点会计信息透明度的关系检验年报及时性的未来信号效应, 进而说明提前或者延迟披露年报是否具有信号效应。研究发现: 年报及时性与市场反应显著负相关, 提前披露公司下一时点的会计信息有较强的透明度和较低的盈余管理水平, 延迟披露公司下一时点的会计信息有较低的透明度和较高的盈余管理水平。这说明, 公司不同的披露时机选择传递了不同的信号。

【关键词】及时性 信号传递 透明度

一、问题的提出

年报披露不及时会削弱报表信息的相关性, 进而影响其有用性。我国年报信息披露有严重的“前松后紧”现象(唐松华, 2004), 大部分公司选择在最后期限四月底扎堆披露年报信息, 严重影响了会计信息的及时性。为了解决年报披露过于集中和披露不及时的问题, 1997 年预约披露制度出台, 证券交易所按照均衡披露的原则统筹安排上市公司的年报披露工作。但直至 2001 年, 上海证券交易所和深圳证券交易所才按照“均衡”披露原则对原预约披露制度加以平衡和调整, 最终确定所有上市公司必须与交易所确定年报预约披露时间表, 并予以公开。然而, 并非所有公司都按照预约披露日披露年报信息, 相当多的公司提前或者延迟披露年报信息。预定好的年报披露时间为什么要提前或延迟, 什么原因导致公司提前或延迟披露年报, 提前或延迟披露年报又意味着什么或者说能传递什么样的信号?

本文主要关注不同披露时机的选择是否传递了不同的信号。根据信号传递理论, 会计报表实质上体现了公司高管进行估计判断和会计政策选择的偏好。由于存在着信息不对称, 公司高管比投资者更了解公司真实状况, 有能力决定信号的内容和质量,

即在多大程度上反映公司真实情况, 以维护自己的利益。黄世忠(2002)的研究表明, 绩优公司高管有如实传递较高收益率的动机, 绩差公司有避免向资本市场传递真实收益率信息的动机。绩优公司为了向投资者传递绩优信息, 除了如实报告较高的收益率, 还会选择提前披露其年报信息, 以期获得投资者更多的关注和超额回报。而绩差公司为了降低绩差的影响, 除了避免如实报告绩差信息甚至粉饰报表, 还会尽量延迟年报披露, 让投资者形成一个绩差预期进而降低实际披露时的负向超额累计收益。提前披露年报行为是管理层向资本市场和广大投资者传递公司利好的信号, 而延迟披露年报行为则正好相反。同时, 不同披露时机的选择不仅仅传递了企业当期业绩的信号, 我们认为, 在一个较长的时间段内, 它还可以被视作信息透明度的信号。因为提前披露可作为公司利好的信号, 延迟披露则可作为利差的信号。利好时公司没必要作假所以会计信息有较高透明度, 而绩差就要遮掩因此导致信息不透明。

有别于目前已有文献将对及时性的研究集中在信息含量及其影响因素的方向上, 本文针对中国资本市场特有的预约披露制度, 将视角锁定于及时性的信号

传递效应。基于 2004—2006 年 A 股市场年报披露的时间数据，通过考察年报及时性的市场反应检验年报及时性的当期信号效应，通过考察年报及时性与下一时点会计信息透明度的关系检验年报及时性的未来信号效应。研究发现：年报及时性与市场反应显著负相关；在控制了审计意见、每股收益等因素后，年报及时性与下一时点会计信息透明度显著正相关，提前披露公司下一时点的会计信息有较强的透明度和较低的盈余管理水平，延迟披露公司下一时点的会计信息有较低的透明度和较高的盈余管理水平。这说明，不同披露时机的选择传递了公司不同的信号。

二、年报及时性的现实信号

这部分我们主要考察年报及时性的市场反应以及业绩快报、业绩预告对其的影响。根据内部报告假说和利益相关者理论，我们认为管理层有操纵会计信息披露时间的动机，而且信息披露越迟，相关信息泄露的可能性越大，由信息所引起的市场反应越小。由此我们判断，年报信息披露的及时性具有信息含量。

(一) 分析模型与变量设置

借鉴 Atiase、Bamber 和 Tse (1989)、Chambers 和 Penman (1984)、Gu 和 Li (2007)、Kross 和 Schroeder (1984) 等人的研究，我们以累计非正常收益 (CAR) 作为市场反应的替代被解释变量，建立如下对报告时滞的多元线性回归模型：

$$CAR_i = a_0 + a_1 Rlag + a_2 PUL + a_3 EPS + a_4 Express + a_5 Size + a_6 MTB + a_7 Audit + a_8 LEV + a_9 Predict + a_{10} ST + a_{11} Exchange +$$

1. 累计非正常收益率

本文借鉴了 Givoly 和 Palmon (1982) 的做法，采用累计非正常报酬率 (CAR) 来测定年报及时性的市场反应，并采用调整后市场模型计算 CAR：

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_t$$

$$CAR_i = \sum_{t=-3}^3 AR_{i,t}$$

其中， $R_{i,t}$ ：股票在 t 日的个股回报； R_t ：股票所对应的市场在 t 日的市场平均回报率； $AR_{i,t}$ ：股票 i 在 t 日的非正常收益率； CAR_i ：股票 i 在 t 日内的累计非正常收益率。长时间窗口期的确定可以捕获到全部市场反应，但也会伴随过多的影响因素，因此我们选定实际披露日前后三天为事件窗口期，

即 $[-3, 3]$ 天。

2. 报告时滞

披露及时性变量选取方面，1984 年 Chambers 和 Penman 提出以财务报告会计期间结束日到报告披露日之间的时间间隔定义的报告时滞 (Reporting Lag) 指标。其后关于及时性的研究也大多沿用了这个指标 (陈汉文，邓永顺，2004；朱晓婷，杨世忠，2006；巫升柱，王建玲，乔旭东，2006)。有别于传统作法，本文将实际披露日与预约披露日之间的时间间隔作为及时性的替代变量。

$$Rlag_i = RDate_i - EstDate_i$$

其中： $Rlag_i$ 指公司 i 的报告时滞； $RDate_i$ 指公司 i 的年报实际披露日； $EstDate_i$ 指公司 i 的年报预期披露日。

值得注意的是，我们要衡量的是预约披露日期与实际披露日期时间差是否具有信息含量，而非预约披露日本身所具有的信息含量。这样计量年报及时性有两点好处。首先，该指标与预约披露制度相符，能反映预约披露日对实际披露日选择的影响。其次，该指标排除了交易所、会计师事务所等非公司层面因素对披露时间选择的影响因素，可以单纯考察年报披露时间选择的公司动机。Givoly 和 Palmon (1982) 的研究发现，延迟公布的盈余公告所传递的信息量低于提早公布的盈余公告。Chambers 和 Penman (1984) 的研究显示，比预期公布时间提早发布的盈余公告的市场反应大于实际发布时间迟于预期公布时间的盈余公告的市场反应。朱晓婷和杨世忠 (2006) 得出与以上学者一致的意见。薛祖云和吴东辉 (2004) 的研究验证了预约披露日包含了对投资者有用的信息，公司披露的预约日期越早，其异常回报越高，反之则低。因此我们认为，上市公司年报发布累计超额收益率 (CAR) 与报告时滞显著负相关。

3. 控制变量

结合我国资本市场的特点，控制变量中，我们重点考察业绩预告和业绩快报对年报及时性信息的泄漏效应。沪深两市的上市规则规定：若上市公司预计公司业绩有重大变化或与市场预期相差较大等情形的，应发布业绩预告；若上市公司预计公司业绩信息有可能提前泄露，则应该发布业绩快报。

参见《深圳证券交易所股票上市规则》(2006年修订)第11章第3节；《上海证券交易所股票上市规则》(2006年修订)第11章第3节

发布业绩预告的公司, 由于业绩变化巨大, 投资者理应对其加以关注, 该类公司披露的年报相应具有更大的市场反应, 但是, 由于业绩预告已提前发布了业绩信息, 相应会削弱年报披露时的市场反应。此外, 发布业绩快报的公司, 则由于具有潜在的泄露行为, 其盈余公告披露所导致的市场反应亦会趋于平淡。据此, 我们认为, 业绩预告和业绩快报会减弱年报披露及时性的市场反应程度。本文设置业绩快报 (Express) 和业绩预报 (Predict) 两个哑变量, 考察其对年报及时性市场反应的影响。

除此之外, 根据 Ashton, Willingham 和 Elliott (1987)、Basu (1997)、Chambers 和 Perman (1984)、Givoly 和 Palmon (1982)、Kross 和 Schroeder (1984)、巫升柱、王建玲和乔旭东 (2006)、朱晓婷和杨世忠 (2006) 等学者的研究结果, 我们还控制了审计意见 (Audit, 标准意见取 1, 否则为 0)、信息不对称水平 (MTB, 净资产市值除以帐面

值)、公司规模 (Size, 公司期末资产总额的自然对数)、股权结构 (PUL, 十大流通股持股比例)、资本结构 (LEV, 负债与资产的比值)、每股收益 (EPS, 净利润除以发行在外的普通股股数)、交易所 (Exchange, 沪市为 1, 深市为 0) 以及是否 ST (ST, 若 ST 则取 1, 否则为 0) 等因素。

(二) 研究样本

研究样本包括 2004—2006 年间所有上市公司的年报, 删除了变更披露公司以及股价数据不全的公司。一共得到了 2984 个观测值, 其中 2004、2005、2006 年分别有 976、941、1067 个观测值 (详见表 1)。在其后进行的透明度检验中, 为了保证研究的口径一致, 我们在已有数据的基础上, 鉴于金融企业的特殊性, 剔除了金融企业, 这样我们得到了 A 股市场上从 2004—2006 年公开披露其年报数字的 2895 个样本。

表 1 研究样本

组别	合计	比例	2006年	比例	2005年	比例	2004年	比例
延迟	604	20.20%	204	19.10%	215	22.80%	185	19%
按时	2089	70%	749	70.20%	636	67.60%	704	72.10%
提前	291	10%	114	10.70%	90	9.60%	87	8.90%
合计	2984	100%	1067	100%	941	100%	976	100%

本文的数据处理主要基于 Microsoft Excel 2007、SPSS 16.0.3 和 STATA 10, 其中, 数据的基本处理采用 Excel, 描述性统计和回归分析则基于 SPSS 和 STATA 10。

针对 2001 年出台的预约披露制度, 公司存在三

种年报披露的时间选择: 在预约披露日之后披露, 即延迟披露 (Rlag > 0); 在预约披露日披露, 即按时披露 (Rlag = 0); 在预约披露日之前披露, 即提前披露 (Rlag < 0)。年报时间选择分年度及总样本的统计特征见表 2。

表 2 累计非正常收益与报告时滞描述统计表

年份	组别	非累计正常收益率 (CAR)					
		总数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
2004	延迟	185	-0.005413	-0.529059	-0.007463	0.283353	0.093882
	按时	704	-0.000748	-0.671962	-0.005434	0.303443	0.076493
	提前	87	0.006577	-0.176186	0.005902	0.160328	0.058918
2005	延迟	215	-0.00232	-0.279999	-0.007541	0.279975	0.083237
	按时	636	0.003922	-0.265849	-0.005199	0.356456	0.073232
	提前	90	0.008023	-0.144507	0.01335	0.196239	0.058636
2006	延迟	204	-0.007095	-0.19534	-0.02619	0.675714	0.104738
	按时	749	-0.007151	-0.3232	-0.012504	0.313534	0.08331
	提前	114	-0.006784	-0.211962	-0.019584	0.502033	0.088564

本文数据来源与巨潮资讯网, CSMAR 交易数据库和万得数据库。

年份	组别	非累计正常收益率 (CAR)					
		总数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
总样本	延迟	604	- 0.00488	- 0.529059	- 0.011275	0.675714	0.09405
	按时	2089	- 0.001622	- 0.671962	- 0.00766	0.356456	0.078153
	提前	291	0.00179	- 0.211962	0.000319	0.502033	0.072033

由表 2 可知, 分年或全样本中有 70% 左右的公司选择在预约披露日披露年报信息, 20% 左右的公司选择迟于预约披露日披露年报信息, 只有大概 10% 的公司选择在预约披露日之前披露年报信息。比较大的按时披露比例表明预约披露日制度本身是有效的。而提前披露的公司所占比例逐年提高, 可直观看出预约披露制度对年报及时性有正面影响 (有待检验)。

通过对年报披露日前后三天的累积超常差异的研究发现, 在全样本分析中, 延迟披露公司的累积超常收益均值和中值都为负, 提前披露公司的累积超常收益的均值与中值都为正。而且无论从分样本还是全样本的数字来看, 延迟、按时和提前披露对应的累积超常收益的均值和中位数均呈递增趋势 (2006 年有异常) (见表 2)。从全样本以及各年的标准差数字, 可以看出延迟披露组的数字最大, 表明延迟披露引起市场反应的波动最大。这一点与预期不符, 一般认为先披露的公司对后披露公司的信息有一定的泄漏作用, 因而会导致投资者反应弱化而不是更激烈。均值与中值的递增趋势均说明投资者认为在预约披露日之前披露公司年报信息是利好消息, 相反, 延迟披露是利差消息。这在一定程度上表明, 投资者亦认定在股票市场上存在“好消息早、坏消息晚”的现象。

(三) 研究结果

首先, 我们对变量进行 Pearson 与 Spearman 相关性分析。分析显示 (因篇幅限制, 此处不报告详细结果), 大部分控制变量、解释变量和被解释变量的关系同预期一致, 且各因变量之间没有严重的共线性。

然后, 对样本按照 CAR 符号进行了分组, 按照 $CAR \geq 0$ 、 $CAR < 0$ 和未分组分别进行回归, 结果如表 3 所示。结果显示:

第一, 关于报告时滞与 CAR 的关系。(1) 全样本分析: 无论是否剔除按时披露, 报告时滞均与 CAR

在 10% 的水平上显著负相关, 这与我们的预期完全一致; (2) 分样本分析: 在 $CAR < 0$ 组, 报告时滞仍与 CAR 显著负相关, 在剔除按时披露组后, 报告时滞同 CAR 在 1% 的水平上高度负相关; 而在 $CAR \geq 0$ 组, 无论是否剔除按时披露样本, 报告时滞与 CAR 正相关但不显著。我们认为, 这可能与投资者的风险厌恶和谨慎心理有关, 虽然提前披露被视为好消息而延迟披露被视为坏消息, 但投资者对坏消息的反应远大于对好消息的反应 (与会计谨慎性理念吻合)。

第二, 关于业绩快报与 CAR 的关系。(1) 全样本分析: 无论是否剔除按时披露样本, 业绩快报的发布均与 CAR 在 5% 以上水平上显著正相关, 说明业绩快报实际上能加强年报披露时日的市场反应, 这与我们对业绩快报有可能提前泄漏信息从而降低市场反应的预期不一致。(2) 分样本分析: 在 $CAR < 0$ 组, 无论是否剔除按时披露样本, 业绩快报与 CAR 均在 1% 的水平上高度正相关且反应系数增加; 而在 $CAR \geq 0$ 组, 无论是否剔除按时披露样本, 业绩快报与 CAR 正相关且系数减弱但不显著。

第三, 关于业绩预告与 CAR 的关系。(1) 全样本分析: 业绩预告的发布与 CAR 的关系不明确, 未扣除按时披露组时呈不显著的正向关系, 而在扣除按时披露组后呈不显著的负向关系, 因而不能很好的印证我们的预期。(2) 分样本分析: 在 $CAR < 0$ 组, 业绩预告与 CAR 在 1% 的水平上高度负相关, 剔除按时披露组后, 仍然负相关但并不显著, 说明业绩预告在年报不理想的情况下有提前泄漏消息的可能, 业绩预告与年报的坏消息效应会相互加强, 使负的 CAR 更小, 这与预期基本一致; 而在 $CAR \geq 0$ 组, 无论是否剔除按时披露样本, 业绩预告与 CAR 正相关但不显著。业绩预告与年报的好消息效应也会相互加强, 使正的 CAR 更大。

此外, 我们发现: 每股盈余同 CAR 显著正相关, 说明我国投资者比较关心公司盈余公告披露的

业绩信息，此信息能够引起较大程度的市场反应；MTB指标在全样本情况下与CAR显著负相关，说明信息不对称程度较大的公司发布年报时，往往能够引起更大的市场反应；而审计意见在CAR > = 0组

同CAR正相关，我们认为，对于一份具有好消息的年报（CAR > = 0），投资者往往更加重视会计信息的可信度，因此标准审计意见反而引起了更大的市场反应。

表 3 累计非正常收益回归结果

变量	未剔除按时披露的样本			剔除按时披露的样本		
	CAR > = 0	CAR < 0	全样本	CAR > = 0	CAR < 0	全样本
Constant	- 0.00654	- 0.0212	- 0.0519311*	- 0.02487	0.024421	- 0.02353
R lag	0.000212	- 0.0003838***	- 0.0002154*	0.000135	- 0.0004***	- 0.0002417*
PUL	- 0.00777	- 0.00527	0.008524	- 0.02783	- 0.00377	- 0.00438
EPS	- 0.0087911*	0.0058761**	0.003697	- 0.0196925**	0.0119202***	0.005691
Size	0.0077125**	- 0.00245	0.005429*	0.010142	- 0.0078979*	0.00302
MTB	5.49E - 05	- 0.0002686**	- 0.000308**	8.76E - 05	- 0.00057	- 0.00014
Audit	0.0135273*	- 0.00649	- 0.00026	0.0294943**	- 0.00396	0.014549
LEV	- 4.80E - 05	0.000975	8.01E - 05	0.010304	0.000625	- 0.00067
Predict	0.005219	- 0.0083667***	0.000868	0.00363	- 0.00529	- 0.00121
ST	- 0.00959	- 0.0252849***	- 0.0333892***	- 0.00982	- 0.025716***	- 0.0365827***
Exchange	0.000252	- 0.00272	- 0.0043	0.005276	- 0.00017	- 6.20E - 06
Express	0.008375	0.0269791***	0.0248477***	0.020601	0.0332828***	0.0302556**
R - squared	0.0146	0.0864	0.0295	0.065	0.1538	0.0374
Adjusted R - squared	0.0063	0.08	0.0258	0.0387	0.1331	0.0249
F - Vaule	1.76*	13.53***	7.99***	2.47***	7.43***	3.01***

三、年报及时性的未来信号效应

我们从信息透明度角度检验年报及时性的信号效应，并作为对年报及时性经济后果的解释。我们认为，延迟披露很有可能由于公司较差的市场业绩所致，管理层为了调整或者补救而拖延了年报披露时间。同样，在下一个会计年度，为了扭转不利局面，管理层很有可能进行正向的盈余管理行为，造成会计信息的不透明。因此，延迟披露公司在下一会计时点的信息透明度低于按时或提前披露公司。

(一) 分析模型及变量设置

年报及时性的未来信号效应多元回归检验模型如下：

$$EA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Rlag_{i,t-1} + \alpha_2 Audit_{i,t-1} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 EPS_{it} + \alpha_6 PUL_{it} + \alpha_7 Auditquat_{it} + \alpha_8 DUA_{it} + \alpha_9 DR_{it} + \epsilon_{it}$$

1. 收益激进度 (EA)

收益激进度描述的是，在编制财务报表时，减慢递延损失确认而加快收入确认的倾向。由于应计项目的存在，使公司有了少计应计损失、多计应计利润的

可能性，这样会导致会计信息的不透明。本文沿用 Bhattacharya (2003) 的作法，将收益激进度作为信息透明的替代变量。按照 Bhattacharya (2003) 的定义，收益激进度的公式为：

$$ACC_{it} = CA_{it} - CL_{it} - CASH_{it} + STD_{it} - DEP_{it} + TP_{it} \\ EA_{it} = ACC_{it} / TA_{i,t-1}$$

其中， EA_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司的收益激进度， ACC_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司的应计项目， CA_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司流动资产增加额， CL_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司流动负债增加额， $CASH_{it}$ = 第 t 年第 i 家上市公司货币资金增加额， STD_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司一年内到期的长期负债增加额， DEP_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司的累计折旧和摊销费用， TP_{it} = 第 t 年第 i 家上市公司应交所得税增加额， $TA_{i,t-1}$ = 第 $t-1$ 年第 i 家上市公司的总资产。

2. 其他控制变量

报告时滞 (Reporting Lag) 同上。参照已有研究结论，在多元回归中，我们还控制了审计质量如上年审计意见 (Audit, 同前)，审计所是否为四大

会计师事务所 (Auditquat, 是四大所取 1, 否则取 0) (王艳艳, 陈汉文, 2006), 公司治理如独立董事比例 (DR, 独立董事人数除以董事总人数) 以及董事长与总经理是否两职合一等 (DUA, 合一取 1, 否则为 0) (崔学刚, 2004)、公司规模 (Chow 和 Wong - Boren, 1987)、盈利水平 (Meek, Roberts 和 Gray, 1995)、财务杠杆 (Bradbury, 1992)、前十大股东股权集中度等变量。

(二) 实证结果与讨论

1. 样本公司年报披露时滞与信息透明度披露特征描述统计

表 4 报告时滞与信息透明度披露特征描述统计表

R lag	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
R lag > 25	126	0.108283	- 0.08683	2.158953	- 1.01756	22.75341
0 < R lag <= 25	455	- 0.11727	- 0.09882	0.305729	- 1.5673	3.711679
- 25 < R lag <= 0	2256	- 0.13624	- 0.09429	0.510808	- 21.8046	3.083849
R lag <= - 25	58	- 0.1143	- 0.0901	0.19848	- 0.89624	0.302398

2. 回归结果

回归结果 (表 5) 显示: 在全样本回归中, 报告时滞与收益激进度在 1% 的水平上显著正相关, 2006 年和 2004 年分别在 5% 的水平上正相关, 且系数较全样本回归系数要大, 2005 年回归系数为正但并不显著 (原因在随后解释)。这说明, 年报时滞越长下一会计报告期盈余管理程度越高, 对投资者而言, 公司不同披露时机的选择亦是其下一会计时点信息质量的有效信号。

另外, 审计意见与盈余激进度在 1% 的水平上显著负相关, 意味着标准审计意见与更低的收益激进度和较高的信息透明度相关联。公司规模与收益激进度在各种情况下都与低收益激进度高透明度高度相关, 这与以前的研究结果一致。

我们把样本公司收益激进度按照年报披露时滞天数分组, 考察样本公司报告时滞与信息透明度间的关系 (见表 4)。延迟披露 25 天以上公司在下一会计时点的收益激进度最高, 而且该组收益激进度变化区间很大, 最大值达到 22.75。说明延迟披露的公司在下一会计时点进行正向盈余管理的程度最大, 变动幅度也最大。随着年报披露时滞的缩短, 收益激进度均值和中值都有递减的趋势, 表明其盈余管理的程度递减, 这与本文的设想相符, 即年报披露越及时, 其信息披露质量越高。

值得探讨的是, 其他变量的回归结果并不统一, 且与文献不一致。在全样本回归中, 每股盈余与收益激进度在 1% 的水平上显著正相关, 即更好的经营业绩与更差的信息透明度相关联。这可能与股市上普遍存在的盈余管理现象相关联, 即目前市场上的盈余信息并不真实。但这一现象在 2004 年和 2006 年并不明显; 全样本分析中, 独立董事规模也与收益激进度在 1% 的水平上显著正相关, 即规模越大透明度越低, 仅在 2005 年与收益激进度呈现了并不显著的负相关关系, 这与崔学刚 (2004) 的研究结论相背离; 全样本回归中, 前十大股东控股比例和董事长与总经理是否兼任等公司治理指标与收益激进度关系系数为负但并不显著, 与崔学刚 (2004) 的研究一致。会计师事务所为四大的公司透明度高于非四大的, 但并不显著。

表 5 报告时滞对信息透明度的影响

变 量	全样本	2006 年度	2005 年度	2004 年度
Constant	1.189626***	2.26586***	0.763191***	2.557138***
R lag	0.002769***	0.00546**	0.001201	0.005619**
Audit	- 0.241732***	- 0.4636***	- 0.09996**	- 0.46735***
Size	- 0.058877***	- 0.1079***	- 0.03675***	- 0.10711***
LEV	- 0.043722***	- 0.0467***	0.004763	- 0.04688***

因篇幅限制, 其他变量的描述性统计和相关系数表略。

其中提前披露超过 25 天分组盈余管理水平出现拐点可能因为提前天数过长引起部分投资者怀疑, 也可能由于样本量过小导致。

续表

变 量	全样本	2006年度	2005年度	2004年度
EPS	0.116519***	0.13805	0.130213***	0.13844
PUL	-1.31932	0.33671**	-0.15046*	0.364395**
Auditquat	-0.019234	0.08535	-0.13362***	-0.03321
DUA	-0.03338	-0.0971	-0.01771	-0.03559
DR	0.537943***	0.9801**	-0.05021	0.086234
R - squared	0.287363	0.36703	0.046805	0.363406
Adjusted R - squared	0.285117	0.36124	0.037315	0.357388

(三) 每股盈余对年报报告时滞与信息披露透明度关系的影响

为考察每股盈余对年报披露时滞与信息披露透明度关系的影响,我们把样本按每股盈余中位数进行分组后进行 OLS 回归(见表 6)。研究发现,盈余水平对报告时滞与信息透明度的关系有显著影响。每股盈余低于或等于中位数时,报告时滞与收益激进程度在 5%的水平上显著正相关,而且系数大于每股盈余大于中位数组,即报告时滞越长,收益激进程度越大,信息透明度越低;每股盈余大于中位数时,报告时滞仍与收益激进程度正相关但不显著。

为了进一步探讨盈余水平对年报披露时滞与信息披露透明度关系之间的关系,我们将每股盈余按四分位数分组然后回归(表 7),可以看到,当每股

盈余在最低组时,年报时滞与盈余激进度的关系显著为正,同时当每股盈余在最高组时,报告时滞与盈余操纵的关系也显著为正,当公司有较好业绩水平时倾向于提前披露(负相关但不显著),而有较差业绩时倾向于延迟披露(正相关但也不显著)。说明当公司业绩处于极端值时,年报时滞对于盈余管理的信号作用最强。因为当公司盈余水平处于较低或较高状态时,公司管理层对盈余进行正向或负向管理的动机更强烈,由于报告时滞是公司业绩的信号,此时年报时滞与来年盈余管理水平的关联程度更高,影响也更显著。这说明,投资者在判断报告时滞的信号效应时, EPS 特征是重要的衡量标准之一,极端的业绩状况会强化报告时滞对信息透明度的影响。

表 6 按每股盈余中位数及四分位分组回归结果比较表

变 量	按中位数分组		按四分位分组			
	小于等于中位数	大于中位数	1/4组	2/4组	3/4组	4/4组
Constant	1.357119***	0.798734***	1.802705**	0.367636**	0.429165**	1.575547***
R lag	0.003857**	0.00113	0.006119**	0.000965	-0.00036	0.003182**
Audit	-0.18023***	-0.24617***	-0.18415*	-0.07273**	-0.04555	-0.76669***
Size	-0.07383***	-0.03111***	-0.11044***	-0.01786**	-0.0234***	-0.04648***
LEV	-0.04407***	0.10546***	-0.04552***	0.008895***	0.100131***	0.277114***
PUL	-0.14183	-0.08208	-0.1722	-0.17444***	-0.1013*	-0.01512
Auditquat	0.0225	-0.0246	0.011971	0.009123	-0.00444	-0.01988
DUA	-0.05907	-0.02308	-0.11411	0.002181	-0.03531	-0.01332
DR	1.012799***	-0.04227	1.938386***	0.176757*	0.021038	-0.16867
observations	1439	1427	722	717	727	700
R - squared	0.319213	0.050497	0.34114	0.057718	0.050604	0.103945
Adjusted R - squared	0.315404	0.04514	0.333747	0.04707	0.040026	0.093571

为说明为什么 2005 年报告时滞与收益激进度的关系呈现出跟全样本以及其他两年不一样的特征,结合上述结论,我们对 EPS 的数据进行了描

述性统计(见表 7)。结果显示 2005 年 EPS 的均值和中值均大于其他两年,从而形成了进一步的支持证据。

表 7

EPS分年度描述统计表

	中值	均值	最小值	最大值	标准差
全样本	0.1100	0.1323	- 5.6387	2.3700	0.3873
2006年	0.0950	0.1465	- 1.2450	1.7053	0.2286
2005年	0.1400	0.1759	- 2.4400	1.8600	0.3864
2004年	0.1090	0.0762	- 5.6387	2.3700	0.4969

(四) 审计意见对年报披露时滞与信息披露透明度关系的影响

为考察审计意见对报告时滞与信息披露透明度关系的影响, 我们按事务所出具审计意见是否为标准无保留意见进行分组, 同时, 由于样本中按时披露所占比例相当大, 为了保证检验的有效性, 我们把样本分为包含按时披露与不包含按时披露两组数据, 然后进行回归 (见表 8)。

可以看出, 无论是否剔除按时披露的样本, 非标准审计意见组方程的解释力度都远高于标准审计意见组。与此类似, 当审计意见为非标准审计意见

时, 两组时滞都与次年收益激进度显著相关, 不含按时披露组中两者在 10%的水平上显著正相关, 含按时披露组中两者在 5%的水平上显著正相关, 即报告时滞越长, 次年盈余管理的可能越大。当审计意见为标准审计意见时, 两者关系并不显著, 说明当公司审计意见为标准审计意见时, 盈余管理水平与上年年报披露及时性关联不大。这说明, 投资者在判断报告时滞的信号效应时, 审计意见是重要的衡量标准之一, 非标准审计意见强化了年报时滞对信息透明度的信号效应。

表 8

按审计意见分组回归结果比较表

变 量	不含按时披露		含按时披露	
	非标准审计意见	标准审计意见	非标准审计意见	标准审计意见
Constant	- 5.41461	0.468042 ^{***}	7.128359 ^{***}	0.328388 ^{***}
R lag	0.014309 [*]	0.000169	0.016219 ^{**}	0.000254
Size	0.194071	- 0.02428 ^{***}	- 0.38516 ^{***}	- 0.01898 ^{***}
LEV	0.173446 ^{***}	0.024001	- 0.04997 ^{***}	- 0.02155
PUL	0.401663	- 0.19131 ^{***}	0.644396	- 0.19535 ^{***}
Auditquat	- 0.25055	0.018159	- 0.0528	- 0.02832 [*]
DUA	0.053888	- 0.03232	- 0.29861	- 0.00447
EPS	0.210499	0.087628 ^{***}	0.465202 ^{**}	0.053337 ^{***}
DR	2.074753	0.025814	1.838069	0.171718 ^{***}
R - squared	0.405332	0.051525	0.366659	0.045242
Adjusted R - squared	0.35823	0.041116	0.34094	0.04236
observations	110	738	206	2660

(五) 报告时滞程度效应

为进一步明确提前 (延迟) 披露天数对收益激进度的边际影响, 我们将累计递增延迟天数作为解释变量之一进行 OLS回归, 模型如下:

$$EA_{it} = \alpha_0 + \alpha_j \cdot NUM(j) + \text{控制变量} + \epsilon_{it}$$

其中 $j = -25, -20, -15, -10, -5, -1, 1, 5, 10, 15, 20, 25$, NUM_j 是哑变量, 当公司披露提前 (延迟) 天数大于或等于 j 时, 取值为 1, 否则为 0。

回归结果 (见表 9) 显示: 当报告时滞超过 25 天时, 报告时滞对收益激进度的影响在 5%的水平上显著为正, 且系数较全样本量时更大, 即影响更为明显。其他控制变量的系数与显著水平都与全样本回归结果类

似。这说明超过 25 天的年报时滞是对下一年度较大盈余管理的有效暗示。

表 9 报告时滞程度效应表

变 量	系数	t
Constant	1.194569	4.776472 ^{***}
NUM - 1	0.001185	0.015918
NUM1	0.001656	0.030031
NUM5	- 0.01692	- 0.22596
NUM10	0.002922	0.040079
NUM15	0.040401	0.430608
NUM20	- 0.02838	- 0.26533
NUM25	0.208121	2.391753 ^{**}
Audit	- 0.24276	- 5.72082 ^{***}
Auditquat	- 0.01448	- 0.33069
DUA	- 0.03383	- 1.04688

续表

变 量	系数	t
PUL	- 1.14945	- 0.88623
DR	0.544467	3.207821***
EPS	0.113085	3.943284***
Size	- 0.05861	- 5.46494***
LEV	- 0.04373	- 33.2618***
R - squared	0.289502	
Adjusted R - squared	0.284507	
Durbin - Watson stat	1.926849	

四、研究结论与不足

基于我国 A 股市场 2004 - 2006 年年报数据, 本文以年报时滞作为披露及时性的替代变量, 对年报披露的当前和未

来效应进行了分析, 实证结论显示: 延迟披露具有更小 (反向) 的 CAR, 而提前披露具有更大 (正向) 的 CAR, 报告时滞与 CAR 存在负相关关系, 业绩预告对 CAR 具有抑制作用; 年报报告时滞越长公司下一年度的盈余管理程度越高, 会计信息越不透明, 尤其当报告时滞超过 25 天, 这种影响更大。本文证实了年报时滞的信号传递效应, 也间接验证了年报预约披露制度的相对有效性。但我们只收集了 2004 年到 2006 年的数据, 没有足够的数据进行时间序列分析, 没有考虑所有可能的及时性影响因素, 也没有从多角度验证年报及时性的经济后果, 结论难免有所偏倚。即便如此, 本文基于年报披露行为, 结合中国年报披露制度, 对年报及时性的验证, 对于我国相关制度的制定仍具有积极意义。

主要参考文献

- 陈汉文, 邓永顺. 2004. 盈余报告的及时性: 来自中国股票市场的经验证据. 当代财经, 4: 103 ~ 108
- 崔学刚. 2004. 公司治理机制对会计信息透明度的影响. 会计研究, 8: 72 ~ 80
- 黄世忠. 2002. 巨额冲销与信号发送 - 中美典型案例比较研究. 会计研究, 8: 10 ~ 21
- 唐松华. 2004. 深市 2003 年年报披露及预约执行情况分析. 证券市场导报, 2004 年 6 月.
- 王艳艳, 陈汉文. 2006. 审计质量与会计信息透明度 - 来自中国上市公司的经验数据. 会计研究, 4: 9 ~ 15
- 巫升柱, 王建玲, 乔旭东. 2006. 中国上市公司年度报告披露及时性实证研究. 会计研究, 2: 19 ~ 24
- 薛祖云, 吴东辉. 2004. 定期报告预约披露日期的信息含量. 财会通讯 (学术版), 1: 13 ~ 21
- 朱晓婷, 杨世忠. 2006. 会计信息披露及时性的信息含量分析 - 基于 2002 - 2004 中国上市公司年报数据的实证研究. 会计研究, 11: 16 ~ 23
- Ashton R. H., J. J. Willingham, et al. 1987. An Empirical Analysis of Audit Delay. Journal of Accounting Research, Blackwell Publishing Limited: 275 ~ 292
- Atiase R. K., L. S. Bamber, et al. 1989. Timeliness of financial reporting, the firm size effect, and stock price reactions to annual earnings announcements. Contemporary Accounting Research, 5 (2): 526 - 552
- Ball R. S. P. Kothari and A. Robin. 2000. The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. Journal of Accounting and Economics, 29: 1 - 51
- Basu S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. Journal of Accounting and Economics, 24 (1): 3 - 37
- Bhattacharya U, Daouk H. and Welker M. . 2003. The World Price of Earnings Opacity. The Accounting Review, 78 (3): 641 - 678
- Chambers A. E. and Perman S. H. . 1984. Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements. Journal of Accounting Research, Vol 22 (1): 21 ~ 47
- Givoly D. and Palmon D. 1982. The Timeliness of Annual Earnings Announcement: Some Empirical Evidence. The Accounting Review, July: 486 ~ 508
- Gu F. and J. Q. Li. 2007. The Credibility of Voluntary Disclosure and Insider Stock Transactions. Journal of Accounting Research, 45: (4)
- Kross W. . 1981. Earnings Announcement Time Lags. Journal of Business Research, Vol 9: 267 ~ 280
- Kross W. and Schroeder D. . 1984. An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns. Journal of Accounting Research, 22: 153 ~ 176

under the new standard. The information content of minority income also increased, and the increase is significantly higher than the information content increase of other earnings components. Our results suggest that the implementation of the new accounting standards improves the information contents of consolidated financial statements.

Signals of timeliness of annual reports: Evidence from annual reports of A - share Companies 2004—2006

Wang Xiongyuan et al

Based on the data of releasing time of the annual reports of A - share companies for 2004 and 2006, we examine the current - period signal of the timeliness of annual report via the observation of the market reaction to it, and we also examine the future signal of the timeliness of annual report by checking the relation between the timing of annual report and next - period accounting information transparency. Our study finds that the timeliness of annual reports is significantly and negatively related to the market reaction. After controlling for the auditor's opinion and earnings level we find that the timeliness is significantly and positively related to the next - period accounting information transparency, i. e., companies that release annual report earlier will have higher quality of information transparency and lower level of earnings management. This implies that various timing of disclosure delivers different signals of corporate information.

Accounting Information Transparency and Resources Allocation Efficiency: Theory and Empirical Evidence

Zhou Zhongsheng & Chen Hanwen

Based on 1999 to 2004 all listed companies in Shanghai and Shenzhen stock market as sample, this article studies accounting information transparency on the securities market's resources allocation efficiency through building a securities market's resources allocation model. We find there is a positive relationship between industry's accounting information transparency and resources allocation in securities market. In addition, we find the complementary effect on resources allocation among accounting information transparency and property right, product market's competition.

Issues on Corporate Governance

Xie Zhihua

Abstract: This paper developed some new understandings against the conventional views on corporate governance goals, internal governance mechanisms, external governance and governance effects of incentive. These new understandings provide references to further improve corporate governance frameworks and efficiency of corporate governance.

Material Flow Cost Accounting Based on Environment Management and Its Application

Feng Qiaogen

Environmental management accounting oriented to resource - saving focuses on environment management of enterprises. As one of most important parts of environmental management accounting, material flow cost accounting (MFCA) may play a crucial role on environment management. The introduction of MFCA helps to integrate the business management and environment protection. This paper presents a case study on TNB, a famous pharmaceutical company.