

上市公司内部人交易披露延迟 及其经济后果研究^{*}

——来自上海股票市场的经验证据

曾庆生

(上海财经大学 会计与财务研究院, 上海 200433)

摘 要:文章研究了我国上市公司内部人交易信息披露延迟的现状及其影响因素,以及披露延迟对内部人交易市场反应的影响。研究发现,整体而言,内部人交易存在披露延迟;交易披露延迟时间的长短与交易方向、交易是否处于信息敏感期、公司流通股比例、交易规模有关;在信息披露延迟严重的买入样本组,内部人职务对披露延迟产生了影响。市场给予内部人卖出股票负面评价而对买入股票的反应不显著;内部人交易的市场反应不受信息披露延迟影响。

关键词:内部人交易;信息披露延迟;市场反应;公司治理;敏感期

中图分类号:F230;F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)02-0072-11

一、研究问题

公司内部人(董事、监事和高级管理人员等)通常比外部投资者更了解公司的发展前景,可以利用其信息优势买卖本公司股票获取超常回报。因此,有的国家或市场禁止内部人交易行为,但更普遍的做法是,设定了禁止内部人交易的锁定期,并要求及时披露内部人交易信息。^①2006 年起,我国新《公司法》允许内部人在任职期间每年转让其持有的本公司股票的比例不超过 25%。据笔者统计,2006 年初至 2009 年 8 月底,上海证券交易所(以下简称“上交所”)上市公司发生内部人交易近 2 400 人次。内部人交易频发引发了市场和监管部门对内部人可能利用内幕信息非法牟利的担忧。为提高内部人交易的透明度,上交所于 2007 年 1 月初率先要求上市公司内部人持有本公司股份在发生变动时及时向上市公司报告,上市公司须在接到报告 2 个工作日内,在上交所网站披露。同年 4 月,中国证监会发布《上市公司董事、监事和高级管理

收稿日期:2010-09-19

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70702009);上海市哲学社会科学规划课题(2007EJB008)

作者简介:曾庆生(1974—),男,江西永丰人,上海财经大学会计与财务研究院专职研究员,副教授,博士。

人员所持本公司股份及其变动管理规则》,要求内部人交易时“应当自该事实发生之日起 2 个交易日内,向上市公司报告并由上市公司在证券交易所网站进行公告”。各国市场对内部人交易信息披露的监管引发了一个问题:内部人交易信息披露及时与否是否重要?国外研究表明,内部人交易披露及时与否会影响内部人的交易回报和股票市场的定价效率(Etebari 等,2003;Betzer 和 Thissen,2010)。然而,我国内部人交易的相关研究才刚起步。国内仅有的几篇内部人交易文献均未涉及内部人交易披露及其市场反应,以及披露延迟的经济后果。鉴于此,本文着重研究两个问题:一是上市公司内部人交易披露是否延迟,如果存在披露延迟,那么怎样的公司或内部人更可能延迟披露;二是内部人交易是否有显著的市场反应以及披露延迟是否影响市场反应。

本文的理论和现实意义在于:第一,首次考察中国上市公司内部人交易信息披露延迟及其影响因素,丰富了我国内部人交易的研究。第二,首次发现内部人卖出股票有显著的负面市场反应,提醒未来研究者在检验内部人交易的短期超常回报时应考虑信息披露延迟问题,谨慎判断内部人交易的短期超常回报是来自内部人交易市场反应本身,还是来自内部人掌握的其他重要私有信息。第三,本文的结论如信息敏感期间交易内部人延迟披露的动机更强等,为我国市场监管部门制定更有效的内部人交易监管制度提供了证据支持。

二、文献综述

在国外,公司内部人交易有较长的历史,相关研究也比较丰富,研究最早和最多的问题是内部人是否能赚取超常回报。经验证据大多表明,上市公司内部人交易能赚取超常回报,并且在买入股票时超常回报更加显著(Friederich 等,2002);但也有研究表明,内部人卖出股票未获得超常回报(Ravina 和 Sapienza,2010)。内部人交易的超常回报很可能源自内部人私有信息,因而不少市场设置了禁止公司内部人交易的锁定期,同时要求内部人及时披露其交易信息。但是,关于内部人交易披露及时性及其经济后果的研究并不多见。Etebari 等(2003)发现,新西兰需及时披露交易信息的公司大股东买卖公司股票的收益率显著低于只需在年报中披露交易信息的董事,这表明当不需要及时披露其交易时,内部人更可能利用信息优势获取更高的回报。Fidrmuc 等(2006)认为,英国与美国的监管制度有差异,特别是英国内部人交易需要更迅速的披露,这能够解释为什么英国内部人交易的市场反应比美国强。Betzer 和 Theissen(2008)研究德国样本后发现,尽管公司内部人曾被要求“无延迟”地披露其交易,但现实中披露延迟较严重;股权集中和采用国际会计准则的公司延迟显著较少;而内部人交易披露后短期超常回报与信息披露延迟无关,这意味着交易日和报告日之间的公司股价被扭曲。

自 2006 年新《公司法》实施算起,我国内部人交易仅 4 年多的历史,内部

人交易的相关研究较少。曾庆生(2008)首次检验了中国上市公司内部人的交易回报,发现内部人卖出本公司股票时表现出很强的时机把握能力。方晓雄(2010)发现,上市公司大股东增持和高管购买本公司股票后,公司股票短期内没有超常回报,但长期超常回报显著。由于大股东交易规模远大于高管,两者的市场反应可能存在差异,但该文对此未做区分,研究结论存在噪音。曾亚敏、张俊生(2009)对上市公司高管违规短线交易的检验发现,有主观意图的短线交易均获得了超常回报。以上文献表明,如果不对公司内部人交易进行规范和有效监管,那么上市公司内部人有动机和能力从买卖本公司股票中获取超常回报。然而,已有研究均以交易日为事件日计算内部人的交易回报,由于内部人交易的信息可能被延迟披露,使得以交易日为事件日计算的超常回报不能很好地刻画市场对内部人交易的反应。

三、研究假说

尽管出台了内部人交易监管法规,但由于法律意识淡薄,我国上市公司内部人违规交易现象时有发生(曾亚敏、张俊生,2009),内部人可能推迟披露其交易信息。会计期间截止日至定期财务报告公告前是一个内部人与外部人信息不对称程度更为严重的敏感期。为防止公司内部人利用信息优势牟利,大多数市场都设定了内部人交易的锁定期,比如我国证监会规定定期报告披露前30天内禁止内部人交易。毋庸置疑,在信息敏感期进行的内部人交易更易受到市场的关注和监管部门的监督,甚至被质疑为内幕交易。因此,信息敏感期交易的内部人可能更有动机推迟披露其交易信息。据此,提出第一个假说。

假说1:相对其他期间交易,信息敏感期交易披露延迟时间更多。

Betzer 和 Thissen(2010)以弱显著的证据支持德国公司 CEO 和其他高管、监事会主席披露延迟时间短,而其他监事会成员^②披露延迟时间长。这可能表明,内部人职务的重要程度不同,内部人的法律责任或者违规的机会成本不同。在我国,董事长和总经理作为公司的“灵魂人物”,其行为不仅在公司内部影响巨大,而且受到市场更多的关注,所以预期董事长和总经理会更加及时披露其交易信息;而其他董事和经理在公司的职务又比监事重要,违规成本也可能更大,因而其交易披露可能较后者及时。据此,提出第二个假说。

假说2:交易者的职务越重要,内部人交易披露延迟时间越少。

内部人交易披露及时与否不仅与内部人本身有关,还可能与公司治理状况有关。这不仅是因为内部人须向公司报告并由公司在交易所网站披露,而且因为公司治理环境不同,内部人的法律意识不同,从而导致内部人个体和公司整体对信息披露法规的执行力度不同。Betzer 和 Theissen(2010)表明,公司治理差异影响了内部人交易披露的及时性。在中国,已有研究表明,公司治理因素对公司的信息透明度产生了显著影响(杜兴强、温日光,2007),且公司

治理好的公司年报披露更加及时(齐伟山、欧阳令南,2005)。据此,提出第三个假说。

假说 3:公司治理质量越好,公司内部人交易披露延迟时间越少。

由于内部人拥有比外部投资者更多的公司信息,内部人交易通常被认为是市场认为是一种信号传递,从而可能存在显著的市场反应。及时性是决定会计信息决策有用性的两个核心信息质量特征之一。王雄元等(2008)发现,年报披露越及时,市场反应越强烈。所以,如果内部人交易存在显著的市场反应,预期交易信息披露及时与否会影响其市场反应。据此,提出第四个假说。

假说 4:内部人交易披露越延迟,市场对内部人交易的反应越弱。

四、研究设计

(一)样本与数据来源

因深圳证券交易所网站的内部人交易信息不含公告日期,本文选择上交所 A 股公司内部人 2007 年 2 月 1 日至 2009 年 6 月 30 日之间买卖本公司股票并在上交所网站披露的交易为研究对象。以公司内部人交易信息披露日为统计单位得到初始样本 1 252 个,剔除公司不同日期交易在同一日期“混合”披露样本、交易规模数少于 1 000 股的噪音交易后,得到有效样本 958 个,涵盖了 243 家公司。内部人交易数据来自上交所网站,分析师盈利预测数据来自 WIND 资讯,公司治理、财务和股票收益数据均来自深圳国泰安 CSMAR 数据库。为避免极端值影响,对所有连续变量按 1%进行 Winsorize 处理。

如表 1 所示,样本公司内部人平均交易量约为 7.2 万股,平均交易金额为 88.5 万元。均值与中位数的差距说明样本的交易规模差异大。卖出交易的规模远大于买入交易,前者约为后者的 3 倍。与国外相比,我国内部人交易的绝对和相对规模都比较低,如德国公司内部人交易额均值近 97 万欧元(中位数为 6.9 万欧元),占总股本的 1.02%(中位数为 0.06%)(Betzer 和 Theissen,2010)。

表 1 内部人交易规模统计

	全样本(n=958)		卖出样本(n=711)		买入样本(n=247)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
交易量(万股)	7.2	1.3	8.7	1.8	2.9	0.9
交易金额(万元)	88.5	14.4	108.4	20.4	31.3	8.9
占总股本比例(%)	0.026	0.004	0.032	0.005	0.009	0.002

(二)研究模型和变量

1.内部人交易披露延迟影响因素模型

参考 Betzer 和 Thissen(2010)、齐伟山、欧阳令南(2005)等研究模型,本文采用模型 1 检验相关研究因素对内部人交易信息披露延迟的影响。

delay=α+β₀buy+β₁sensitwin+β₂chairceo+β₃dirmang+β₄shrhfd5

$$+\beta_5 \text{liquid} + \beta_6 \text{institu} + \beta_7 \text{double} + \beta_8 \text{outdir} + \beta_9 \text{analysts} + \beta_{10} \text{OP} \\ + \beta_{11} \text{traders} + \beta_{12} \text{trdsize} + \beta_{13} \text{size} + \beta_{14} y_{2008} + \beta_{15} y_{2009} + \epsilon \quad (1)$$

本文采用 OLS 回归、负二项回归^③和 Logistic 回归检验模型 1 中各自变量对内部人交易信息披露延迟的影响,三种回归的因变量 delay 分别是:信息披露延迟天数加 1 的自然对数 $\ln\text{delay}$ 、信息披露延迟天数 delays (交易当日披露计延迟 0 天,次日披露计延迟 1 天,依此类推)和信息披露延迟 8 天及以上哑变量 delay8up (延迟 8 天及以上取 1,否则取 0)。证监会规定内部人在交易后 2 个交易日向公司报告并由公司在交易所网站公告,所以一般延迟 5 天就属于披露违规,延迟 8 天以上则更属于披露违规。

考察变量分为三组:交易是否处于信息敏感期 sensitwin (交易介于资产负债表日至定期财务报告公告日期间取 1,否则取 0);交易者职务变量,包括董事长或总经理交易 chairceo (当董事长或总经理参与交易时取 1,否则取 0)、其他董事或经理交易 dirmang (当除董事长和总经理以外的其他董事或经理参与交易时取 1,否则取 0);公司治理变量,包括股权集中度 shrhfd5 (前 5 大股东持股比例的平方和)、公司流通股比例 liquid 、基金持有本公司股份比例 institu (季末均值)、董事长兼任总经理 double (董事长兼任总经理时取 1,否则取 0)、超“标”聘用独立董事 outdir (当独立董事人数减 1 后仍占董事会比例 33% 以上时取 1,否则取 0),以及分析师跟踪 analysts (当预测公司盈利的分析师人数超过中位数时取 1,否则取 0)。根据假说 1,预测 sensitwin 与因变量显著正相关;根据假说 2,预测 chairceo 和 dirmang 均与因变量显著负相关,且前者比后者更显著为负。在中国,股权集中度高、董事长兼任总经理通常作为差的公司治理特征,而流通股比例越高、机构投资者持股比例越高、独立董事比例越高、分析师跟踪越多,通常被认为公司受监督越多、公司治理越好,故根据假说 3 预测 shrhfd5 和 double 与因变量正相关; liquid 、 institu 、 outdir 和 analysts 与因变量负相关。

在全样本检验中,加入内部人买入股票哑变量 buy ,根据 Betzer 和 Thissen(2010)的发现,预测 buy 与因变量正相关。控制变量包括:会计信息质量 OP (当公司上年年报报出标准无保留意见时取 1,否则取 0)、同日 2 个及以上内部人参与交易哑变量 traders 、内部人交易规模 trdsize (以交易额自然对数表示)、公司规模 size (交易日公司总股本市值的自然对数)和内部人交易年度(当交易发生在 2008(2009)年, y_{2008} (y_{2009})取 1,否则取 0)。

2. 内部人交易市场反应的回归模型

借鉴 Betzer 和 Thissen(2010)、曾庆生(2008)、王雄元等(2008)等研究方法,构建模型 2 检验本文研究假说 4。

$$\text{CAR}_{20} = \alpha + \beta_1 \text{delay} + \beta_2 \text{chairceo} + \beta_3 \text{dirmang} + \beta_4 \text{shrhfd5} + \beta_5 \text{liquid} \\ + \beta_6 \text{institu} + \beta_7 \text{OP} + \beta_8 \text{traders} + \beta_9 \text{trdsize} + \beta_{10} \text{MB} + \beta_{11} \text{size}$$

$$+\beta_{12}ROA+\beta_{13}lev+\beta_{14}y_{2008}+\beta_{15}y_{2009}+\epsilon \tag{2}$$

因变量 CAR20 是内部人交易信息披露后 20 日(不含披露当日)公司股票的累计超常回报,采用曾庆生(2008)的市场模型估计得到。

考察变量为交易信息披露延迟变量(delay)。根据假说 4,预测交易信息披露延迟 delay(lndelay、delay5up 和 delay8up,其中 delay5up 为披露延迟 5 日及以上哑变量)与 CAR20 负相关。除包含模型 1 中的交易者职务变量(chairceo、dirmang)、核心公司治理变量(shrhfd5、liquid、institu)、会计信息质量变量(OP)、交易特征(traders、trdsize)和公司规模(size)外,模型 2 新增控制了公司上年末市净率 MB、上年经行业均值调整后的总资产收益率 ROA 和年初资产负债率 lev 等反映公司基本财务特征的变量。

五、实证检验

(一)内部人交易披露延迟及其影响因素

1.描述性统计

表 2 显示,61.7%的样本在交易当日或次日披露,20.5%的样本在交易后第 2 日至第 4 日内披露,近 10%的样本在交易后第 5 日至 30 日内披露,剩余 8.1%的样本披露延迟 31 日以上。全部样本平均披露延迟 13.7 日,卖出样本披露延迟显著少于买入样本。与德国(Betzer 和 Thissen,2010)相比,我国内部人交易当日或次日披露样本比例高,但是推迟 1 个月以上披露样本比例也高。整体而言,我国上市公司内部人交易披露存在延迟现象。

表 2 内部人交易信息披露延迟统计

披露延迟时间	全样本(N=958)		卖出样本(N=711)		买入样本(N=247)	
	N	占比(%)	N	占比(%)	N	占比(%)
交易后第 0—1 日	591	61.7	459	64.5	132	53.5
交易后第 2—4 日	196	20.5	151	21.2	45	18.2
交易后第 5—30 日	93	9.7	60	8.4	33	13.3
交易后 31 日以上	78	8.1	41	5.8	37	15.0
均 值	13.7		10.6		22.5	

模型自变量的描述性统计(限于篇幅未列示)显示,40.6%的样本发生在信息敏感期;18.3%的交易由董事长或总经理参与,约 61%的样本由其他董事或经理参与,剩余 20%由监事完成。流通股比例均值为 66%,基金持股比例平均约为 5.4%,近 12%的样本董事长兼任总经理,仅 6%的公司超标聘用独立董事,被出具标准无保留意见样本比例达 96.8%,9.3%的样本有 2 个或以上内部人同日交易。

2.回归检验

依次以全样本组、买入样本组和卖出样本组为对象,本文分别检验了模

型1各自变量对内部人交易披露延迟的影响。表3列示了全样本组和买入样本组的检验结果。检验1、检验2和检验3分别是对全样本进行OLS回归、负二项回归和logistic回归的结果,对应因变量分别为Indelay、delays和delay8up。可见,无论采用OLS回归、负二项回归还是logistic回归,信息敏感期交易变量均与因变量在1%水平上显著正相关,即内部人在信息敏感期交易时更倾向于推迟披露其交易信息。进一步分析发现,敏感期交易变量与信息披露延迟15日及以上哑变量显著正相关,这表明敏感期交易的内部人有把信息披露推迟到敏感期窗口后以规避市场监督的动机。假说1得到验证。除负二项回归外,买入变量buy与因变量显著正相关,与单变量检验结果基本一致。

在检验1至检验3中,董事长或总经理交易和其他董事或经理交易均不显著,即他们与公司监事的交易信息披露延迟无差异,假说2未得到验证。在公司治理变量中,流通股比例在检验1至检验3中均与因变量显著负相关,而股权集中度shrhfd5、基金持股比例、董事长兼任总经理均不显著;与预期相反,独立董事变量、分析师跟踪分别在检验2和检验3中与因变量正相关。这表明流通股比例是影响内部人交易披露及时性的一个重要治理因素,验证了股权分置改革的重要性,即当流通股比例提高后,公司内部人受到外部的监督更强,且大股东因有流通权而更关心股权价值,从而注重改善公司治理、提高公司信息透明度,假说3部分得到支持。检验1和检验2中审计意见变量OP与因变量弱显著负相关,即会计信息质量好的公司内部人倾向于更及时地披露其交易。

表3中检验4至检验6对买入样本组重复了检验1至检验3。从模型拟合度 R^2 来看,在披露延迟严重的买入样本组,模型1对披露延迟的解释力比全样本组有明显提高。与全样本组结果不同,其他董事或经理交易在检验4至检验6中均与因变量显著负相关,而董事长或总经理交易在检验4中显著负相关。这表明买入股票时其他董事或经理披露延迟显著少于监事,但董事长或总经理的披露及时性并不明显强于监事,且可能差于其他董事和经理。故就买入样本组而言,假说3得到部分验证。与全样本组一致,买入样本组中的信息敏感期交易和流通股比例仍与因变量显著正相关、负相关,而其他公司治理变量和会计信息质量变量与全样本组结果基本相似。

表3所有检验一致显示,交易规模越大,内部人越及时披露交易。这可能说明交易量越大时内部人面临的违规处罚压力越大,从而越及时披露交易。卖出样本组的检验结果显示(限于篇幅未列示),信息敏感期交易仍在3个检验中与因变量显著正相关;交易者职务变量(chairceo、dirmang)均不显著;流通股比例在负二项回归和logistic回归中、基金持股比例在logistic回归中均与因变量弱显著负相关,表明流通股比例越大、基金持股比例越高的公司,内部人卖出股票时披露越及时。

表 3 内部人交易披露延迟的影响因素检验

变量/参数	全样本(样本量=958)			买入样本(样本量=247)		
	检验 1	检验 2	检验 3	检验 4	检验 5	检验 6
buy	0.258** (0.03)	0.247 (0.27)	0.908*** (0.00)			
sensitwin	0.420*** (0.00)	0.693*** (0.00)	0.881*** (0.00)	0.697*** (0.00)	0.549** (0.04)	0.922*** (0.01)
chairceo	-0.025 (0.85)	-0.135 (0.70)	0.15 (0.68)	-0.573* (0.06)	-0.666 (0.15)	-0.109 (0.83)
dirmang	-0.022 (0.84)	0.113 (0.64)	0.078 (0.75)	-0.466** (0.05)	-0.762** (0.04)	-0.628* (0.07)
shrhfd5	0.843 (0.19)	0.182 (0.91)	0.026 (0.98)	0.589 (0.64)	-2.149 (0.21)	0.698 (0.73)
liquid	-0.585* (0.08)	-2.123*** (0.01)	-2.262*** (0.00)	-1.905*** (0.01)	-4.203*** (0.00)	-3.076*** (0.01)
institu	0.005 (0.47)	-0.024 (0.17)	-0.016 (0.42)	0.004 (0.80)	-0.017 (0.51)	0.033 (0.34)
double	0.078 (0.51)	-0.051 (0.86)	-0.024 (0.95)	0.032 (0.93)	0.616 (0.23)	-0.15 (0.86)
outdir	0.280 (0.18)	0.439 (0.40)	0.869*** (0.01)	0.489 (0.21)	0.987* (0.08)	1.341** (0.05)
analysts	0.105 (0.38)	0.502* (0.06)	0.092 (0.75)	0.179 (0.52)	0.499 (0.17)	0.161 (0.74)
OP	-0.501* (0.10)	-0.651* (0.08)	-0.664 (0.12)	-1.064 (0.13)	-1.758*** (0.00)	-1.326 (0.16)
traders	-0.174 (0.16)	0.206 (0.69)	-0.383 (0.40)	-0.237 (0.43)	-0.394 (0.37)	-1.11 (0.19)
trdsize	-0.109*** (0.00)	-0.298*** (0.00)	-0.393*** (0.00)	-0.170** (0.03)	-0.365*** (0.00)	-0.496*** (0.00)
size	0.043 (0.46)	0.085 (0.54)	0.175 (0.19)	0.132 (0.24)	0.391*** (0.01)	0.166 (0.42)
截距	2.152** (0.04)	5.486*** (0.01)	1.171 (0.57)	3.351 (0.12)	4.708** (0.04)	4.635 (0.17)
adj.R ²	0.0966	0.0349	0.1777	0.1756	0.059	0.2544

注:(1)检验 2、检验 3、检验 5 和检验 6 中的 R² 均为 Pseudo R²。(2)括号内是标准误差经过异方差调整后的 p 值;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,表 4 同。(3)表 3 和表 4 均控制了交易年度。

(二)内部人交易的市场反应以及信息披露延迟的影响

图 1 采用曾庆生(2008)的统计方法计算了内部人交易的市场反应。可见,卖出样本在交易披露后 20 日累计超常回报 CAR20 为-2.55%,而买入样本对应的 CAR20 为-0.09%。卖出交易披露后连续 3 日以及第 6 个、第 7 个交易日超常回报均显著为负,且 20 日内的所有 CAR 均显著为负,而买入样本除第 9 日超常回报显著为正外,所有的日超常回报和 CAR 均不显著。而 Betzer 和 This-sen(2010)发现,德国内部人买入和卖出均有显著的市场反应。这可能由于我国投资者保护法律不健全,投资者信心不足,悲观地将内部人卖出股票视作坏消息,而对可能传递正面信息的内部人买入股票则持观望态度。

由于两类交易的市场反应方向相反、程度不同,本文分卖出样本组和买入样本组依次检验了模型 2 中各因素对内部人交易市场反应的影响。表 4 是卖出样本的检验结果。无论采用经自然对数处理的信息披露延迟连续变量,还是采用披露延迟 5 日或 8 日及以上哑变量(delay5up、delay8up)度量披露延

迟,披露延迟变量均不显著。即交易信息披露及时与否不影响市场对内部人卖出股票的反应,假说4未得到验证。这就意味对于延迟披露的样本,交易日至披露日之间的公司股价被扭曲,同时也为此期间获得内部人卖出股票消息的人提供了套利机会。此外,交易者职务变量chairceo、dirmang均不显著,说明市场并不认为不同职务的内部人卖出股票的信息含量存在差异。在公司治理变量中,股权集中度shrhfd5在5%水平上显著负相关,基金持股比例弱显著正相关,而流通股比例不显著。这表明在股票集中度高的公司,可能由于信息不对称严重,加剧了市场对内部人卖出股票这一消极信息的负面反应;而机构投资者持股比例高的公司信息不对称程度低,从而减缓市场的负面反应。公司规模则显著负相关,其他变量不显著。

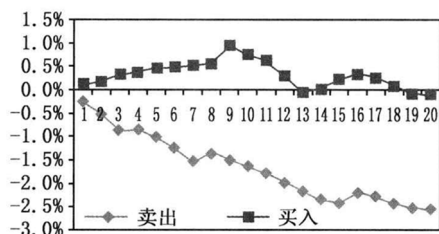


图1 内部人交易信息披露的累计超常回报(CAR)

表4 信息披露延迟与内部人交易的市场反应(卖出样本,样本量=711)

变量/参数	检验1		检验2		检验3	
	β	P值	β	P值	β	P值
lndelay	-0.0039	0.48				
delay5up			-0.0159	0.37		
delay8up					-0.0073	0.76
chairceo	-0.0041	0.83	-0.0039	0.84	-0.0046	0.82
dirmang	-0.0125	0.44	-0.0124	0.44	-0.0128	0.42
shrhfd5	-0.1825**	0.05	-0.1846**	0.05	-0.1858**	0.05
liquid	-0.0475	0.30	-0.0485	0.29	-0.0469	0.30
institu	0.0018*	0.09	0.0018*	0.10	0.0018*	0.10
OP	0.0284	0.58	0.0296	0.57	0.0300	0.56
traders	0.0168	0.40	0.0170	0.39	0.0172	0.38
trdsize	0.0024	0.54	0.0024	0.53	0.0026	0.50
MB	-0.0007	0.73	-0.0007	0.74	-0.0007	0.74
size	-0.030***	0.00	-0.0300***	0.00	-0.0301***	0.00
ROA	0.0007	0.63	0.0007	0.64	0.0007	0.65
Lev	0.0271	0.55	0.0270	0.55	0.0270	0.55
截距	0.4181***	0.00	0.4128***	0.00	0.4076***	0.00
adj.R ²	0.0413		0.0417		0.0406	

买入样本组的回归结果显示(限于篇幅未列示),lndelay、delay5up、delay8up、chairceo、dirmang也均不显著,且三个检验中模型F检验均未达到显著水平(P值均超过0.3)。这可能与内部人买入股票的市场反应不显著有关。

最后,采用不同的哑变量度量披露延迟、将信息敏感期分为锁定期和非锁定期,以及进行其他一些稳健性检验,本文结论不变(限于篇幅不赘述)。

六、结论与启示

本文研究了我国上市公司内部人交易信息披露延迟现状及其影响因素,以及对内部人交易市场反应的影响。结果显示,我国内部人交易当日或次日披露比例高,但披露延迟一个月以上的比例也高;内部人交易披露延迟与交易方向、交易窗口、交易规模和公司流通股比例显著相关,即内部人买入交易信息披露迟于卖出交易;信息敏感期的交易信息披露迟于其他期间发生的交易;交易规模越大,信息披露越及时;公司流通股比例越高,内部人交易披露延迟越少;交易者的职务仅在披露延迟严重的买入样本组产生影响。此外,市场对内部人卖出股票有显著的负面反应,而对买入股票的反应不显著;信息披露延迟和交易者身份与市场反应均无显著关系;在市场反应显著的卖出样本组,股权集中加剧了市场反应,而机构投资者持股减缓了市场反应。

本文证据表明,信息披露延迟扭曲了内部人交易日至信息披露日之间的公司股票价格,影响了股票定价效率。因此,监管部门应加强内部人交易特别是信息敏感期内部人交易的披露监管,并适度惩罚披露违规者,以提高市场透明度和定价效率。本文发现,流通股比例的提高能减少内部人交易披露延迟,验证了股权分置改革的积极意义;内部人卖出股票的市场反应表明,应致力于降低股权集中度和增加机构投资者持股,以降低公司的信息不对称。

* 本文还得到全国优秀博士学位论文作者专项基金(2007B75)和教育部重点研究基地重大项目(06JJD630016)资助。作者感谢匿名审稿人的修改意见和建议,但文责自负。

注释:

- ①例如,在萨班斯—奥克斯利法案实施前,美国证券交易委员会要求内部人在买卖股票次月的前10日内披露交易信息,该法案实施后则要求交易后2日内披露交易信息;英国要求公司内部人交易在交易日后5个工作日内披露交易信息;德国在2002年7月至2004年10月期间要求内部人“无延迟”披露其交易行为,2004年10月以后要求在交易日后5个工作日内披露交易信息(Betzer和Theissen,2010)。
- ②德国监事会是公司的最高权力机构,性质有别于英美和中国公司的监事会。
- ③内部人交易披露延迟天数是一组大于等于0的离散数据,近似服从泊松(poisson)分布,但由于样本披露延迟天数过度离散,不满足泊松回归所要求的方差等于均值条件,故采用了一种适用于存在过度离散现象的离散数据回归方法——负二项回归(negative binomial regression)。

参考文献:

- [1]曾庆生.公司内部人具有交易时机的选择能力吗?——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J].金融研究,2008,(10):118—135.
- [2]曾亚敏,张俊生.上市公司高管违规短线交易行为研究[J].金融研究,2009,(11):143—157.
- [3]杜兴强,温日光.公司治理与会计信息质量:一项经验研究[J].财经研究,2007,(1):122—133.
- [4]方晓雄.跟随内部人交易能否带来超额收益——基于我国上市公司的实证分析[J].西

- 南农业大学学报(社会科学版),2010,(3):50—52.
- [5]齐伟山,欧阳令南.上市公司年报披露及时性决定因素的实证分析[J].经济管理(新管理),2005,(16):65—70.
- [6]王雄元,陈文娜,顾俊.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[J].会计研究,2008,(12):47—55.
- [7]Betzer A, Theissen E. Sooner or later: An analysis of the delays in insider trading reporting[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2010, 37(1—2): 130—147.
- [8]Etebari A, Tourani-Rad A, Gilbert A. Profitability of insider trading: New Zealand evidence [J]. University of Auckland Business Review, 2003, 5(2): 1—15.
- [9]Fidrmuc J P, Goergen M, Renneboog L. Insider trading, news releases and ownership concentration [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(6): 2931—2973.
- [10]Friederich S, Gregory A, Matatko J, et al. Short-run around returns the trades of corporate insiders on the London stock exchange [J]. European Financial Management, 2002, 8(1): 7—30.
- [11]Ravina E, Sapienza P. What do independent directors know? Evidence from their trading [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(3): 962—1003.

On Delays in Insider Trading Disclosure of Listed Companies and Its Economic Consequences: Evidence from Shanghai Stock Market

ZENG Qing-sheng

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

Abstract: This paper studies the influencing factors of delays in insider trading disclosure of listed companies in China and the effects of disclosure delay on market reaction to insider trading. The results are shown as follows: first, on the whole, there exist delays in insider trading disclosure which are related to trade direction, information sensitive period, the rate of tradable equity and transaction size; secondly, in the buying sample with serious disclosure delay, insiders' positions affect disclosure delay; thirdly, the market gives negative reaction to insider selling, but has no reaction to insider buying; and disclosure delay has no effects on market reaction to insider trading.

Key words: insider trading; delay in information disclosure; market reaction; corporate governance; sensitive period

(责任编辑 金 澜)