

# 借壳上市、内幕交易与股价异动

——基于ST类公司的研究

邵新建<sup>1</sup> 贾中正<sup>2</sup> 赵映雪<sup>3</sup> 江萍<sup>4</sup> 薛熠<sup>5</sup>

(<sup>1,3,4,5</sup>对外经济贸易大学国际经济贸易学院,北京 100029;

<sup>2</sup>中国社会科学院世界经济与政治研究所,北京 100732)

**摘要:**本文以ST类公司为样本,研究了借壳上市过程中的内幕交易存在性及其发生机制问题。结果发现:在控制权转让信息正式披露前,ST股票价格和交易量都出现正向异动,并且在停牌前最后交易季度,股东数量相比前季度显著下降,而人均持股比例却显著提高。这意味着在借壳上市过程中普遍存在内幕交易行为。进一步研究发现:证监会针对内幕交易的行政执法越严格,上市公司在敏感信息披露前的停牌越及时,越有助于抑制内幕信息的提前泄露;内幕知情人预期公告复牌后ST股价涨幅越大,内幕交易越严重;相对于国有性质的实际控制人,民营控制人退出ST公司时通过内幕交易寻求补偿的动机更为强烈。

**关键词:**借壳上市;内幕交易;ST公司

**JEL分类号:**G14, G34, K42 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2014)05-0126-17

收稿日期:2012-11-29

作者简介:邵新建,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授,Email:shaixinjian2010@126.com.

贾中正,经济学博士,中国社会科学院世界经济与政治研究所助理研究员,Email:jiazhongzheng2004@126.com.

赵映雪,管理学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授,Email:zyx@uibe.edu.cn.

江萍,金融学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授,Email:ping.jiang@uibe.edu.cn.

薛熠,经济学博士,对外经济贸易大学国际经贸学院副教授,Email:yxue@uibe.edu.cn.

\* 本文得到国家自然科学基金项目(71102075,71302010,71101031,71101028,71371052)、教育部人文社科研究项目(11YJA790059)、国家社会科学基金重点项目(11AZD010)、对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划(2012YQ02,2014YQ01)、对外经济贸易大学学术创新团队项目和对外经济贸易大学“211工程”建设项目的资助。感谢两位匿名审稿人的中肯修改意见,当然,文责自负。

① 实际上,ST类股票的具体标示方法也在不断变动,此处所指的ST类股票包括上市名称前标示为ST、PT、SST、\*ST的股票。

## 一、引言

虽然非上市企业借壳 ST 类公司实现间接上市具有内在的经济合理性<sup>①</sup>,但它很可能引发内幕交易问题。因为相对于正常公司的控制权转移或一般性质的资产重组,转让 ST 公司控制权并注入优质资产可以让连续多年亏损的绩差公司快速扭亏为盈,上演“乌鸡变凤凰”的市场奇迹,这种“特大利好”信息能够对股价产生相对更强的正向冲击。内幕信息知情人如果在借壳上市信息正式披露前买入,然后在公告信息推升股价后卖出,显然会获得超额收益。但我国《证券法》明确规定:“禁止证券交易内幕信息的知情人和非法获取内幕信息的人利用内幕信息从事证券交易活动”。内幕交易一旦被确认,交易者将要面临着包括罚款、市场禁入、民事赔偿甚至刑事责任在内的各种惩罚,因而通过内幕信息获利也不是“免费的午餐”。

本文提出的问题是:在 ST 公司被借壳上市的过程中,是否普遍存在信息的提前泄露以及据此而来的内幕交易?如果答案是肯定的,那么这种内幕交易发生的内在机制是怎样的?换言之,有哪些因素可能会催生内幕交易,哪些因素能够对内幕交易形成一定的制约?这些问题对于中国的内幕交易监管具有重要的现实政策意义,但在我们可以检索到的文献范围内(详见文献综述部分),还缺乏系统严格的学术研究。

本文手动收集整理了 2005 年至 2011 年发生的借壳 ST 上市样本,在此基础上,首先使用事件研究法分析了 ST 股票公告停牌前的股价和交易量的变动情况,结果发现:ST 股价在停牌前 60 个交易日就开始上涨,与之相伴的是显著提高的交易量;并且在停牌前最后交易季度的股东数量显著低于前一季度,而其人均持股比例显著高于前一季度。这意味着卖壳信息正式披露前,普遍存在价格敏感信息的提前泄露问题,知情人在公告停牌前的买入数额较大,导致了 ST 股价和交易量的正向异动,甚至提高了停牌前 ST 公司的股权集中度。

进一步,在现有文献的基础上,本文提出了关于内幕交易发生机制的理论假说,实证研究发现:证监会针对内幕交易的行政执法越严厉,上市公司在卖壳信息披露前的停牌越及时,越有助于抑制信息的提前泄露;内幕知情人预期公告复牌后 ST 股票涨幅越高,内幕交易越严重;相对于国有性质的实际控制人,民营控制人退出 ST 公司时通过内幕交易寻求补偿的动机要强于国有控制人。

相对于已有文献,本文可能的边际贡献主要包括:第一,本文研究的对象是 2005 年至 2011 年期间发生的借壳上市过程中的内幕交易问题。从事件的性质上看,借壳上市相对于普通的并购,它更容易引发内幕交易问题,所以很有必要将借壳上市涉及到的 ST 类公司单独列示出来,研究其内幕交易的发生机制问题。但是现有的国内文献并没有专门研究过借壳上市过程中的内幕交易问题,他们通常研究的是一般性质的控制权转移(邓淑芳等,2007;唐雪松、马如静,2009)或普通的公司并购重组事件(张新、祝红梅,2003),并且其样本区间一般较远,基本是 2003 年之前的并购事件。实际上,随着市场环境的变化

和监管制度的变迁,内幕交易的存在性和发生机制等问题很可能与早期阶段有所区别,本文在此方面做出了一些新的探索。第二,本文在探讨内幕交易的发生机制方面相对已有文献有新的发现。在我们所能查找到的文献中,直接通过实证方式规范的研究中国公司控制权转移过程里的内幕交易发生机制的论文主要包括邓淑芳等(2007)和唐雪松、马如静(2009)。邓淑芳等(2007)主要研究了外部收购方的所有权性质与内幕信息泄露严重程度之间的关系,而唐雪松、马如静(2009)主要研究了目标上市公司原控股股东的控股比例和交易方式(现金、换股)对内幕交易的影响。在此基础上,本文主要讨论了证监会对内幕交易的查处力度、上市公司停牌及时性和目标公司的产权性质这三个因素对内幕交易的作用机制。第三,本文在判断内幕交易的存在性时,除了使用标准的事件研究法,还提出并使用上市公司停牌前最后交易日所属季度相对前一季度的股东数量、股东人均持股比例变化这个新的指标来证实内幕交易的存在性,这种判断方法相对已有文献也是一个改进。

本文余下的结构安排为:第二部分为文献综述;第三部分实证分析了借壳上市信息披露前是否普遍存在内幕交易;第四部分提出了内幕交易发生机制的理论假说并进行了计量检验;第五部分为结论。

## 二、文献综述

相关文献主要集中在公司并购过程中的内幕交易问题。为了阐明本文在文献中的位置以及在内幕交易研究方法上的继承性,下面将分为国外研究和国内研究分别进行综述。

### (一)国外研究综述

关于公司并购的经典研究通常发现在并购信息被正式披露后,目标公司的股价会有显著的上涨(Andrade等,2001;Martynova and Renneboog,2008),而Keown and Pinkerton(1981)的研究进一步发现早在并购信息正式公告前,目标公司股价实际就已经开始了显著的上涨,他们推断这种公告前的股价上涨是由于并购信息的提前泄露和基于此非公开信息的信息内幕交易所导致。但这种看法也遭到了Jensen and Ruback(1983)的质疑,该研究认为正式公告前的股价调整可能是对公开信息的无偏响应,即股价提前上涨实际反映了投资者对即将发生的并购的预期。此后,大量的研究基本都是在为“内幕交易假说”和“市场预期假说”两种竞争性理论提供更为坚实的实证基础,或试图去更加清晰的描述上述假说的发生机制。

支持市场预期假说的研究主要包括Jarrell and Poulsen(1989)和Pound and Zeckhauser(1990)。Jarrell and Poulsen(1989)的实证发现正式公告前媒体对并购的新闻报道、主并公司(Acquirer)对目标公司股权的买入持有(Foothold)公告比例等变量能够很好的解释股价的提前上涨,这意味着上述公开信息完全可能成为投资者提前预期并购发生的合法信息来源。正是由于新闻媒体报道对于公告前股价上涨的重要解释作用,Pound and Zeckhauser(1990)专门研究了华尔街日报上刊登的关于并购的传闻,结果发现:传闻出现

在新闻报道之后,并且股价并不会对传闻作出显著反应,而在传闻出现之前,股价就已经开始了显著的上涨;但传闻对并购发生与否的预测似乎也不够准确;传闻本身的内容主要包括之前的股价和交易量的异动、某投资者正在大量囤积目标公司股票等信息,这意味着传闻本身应该主要来源于市场专家等对股票异动保持高度关注的投资者,而非源于内幕信息。该研究为市场预期假说提供了一些证据,但显然它也不能否定内幕交易导致公告前股价提前上涨的可能,因为它不能清楚解释为什么股票价格和交易量会在传闻出现之前就发生异动。

通过对比可以发现,支持内幕交易假说的文献更多,并且其提供的证据也更为直接和充分。如果股价的上涨是由内幕交易导致的,那么可以预测股价开始异动的时期应该在内幕信息实际产生之后。为了检验这种推论,Sanders and Zdanowicz(1992)通过对成功并购事件发生过程及其事后公告文件的分析,确定了并购参与方正式决定启动收购计划的时间,这也是内幕信息实际产生的时点,然后他们研究了并购计划启动前后的股价变动情况,结果发现:在内幕信息产生之前,目标公司股价没有上涨,从内幕信息产生时点开始,股价出现显著上涨直到媒体传闻出现,此后交易量出现异常增加。这意味着传闻出现之前的股价异动很有可能是由内幕信息提前泄露所导致。与 Sanders and Zdanowicz(1992)的思路相一致,Heitzman and Klasa(2011)为内幕交易假说提供了更为有力的实证支持,他们收集了美国1995年至2006年发生的545个成功并购样本,确认了目标公司与主并公司之间进行非公开谈判的内容和发生时间,这些事件在正式公告前出现,属于典型的内幕信息。研究发现:在谈判事件日,目标公司股价超额回报达到0.18%,次日的股价异常收益率达到0.23%,即非公开谈判信息会立即反映在股价中,并且这两日内的交易量、绝对回报率、中等规模交易笔数都显著增加,这支持内幕交易假说。此外,该研究发现了媒体传闻的发生机制:内幕信息知情人的数量越多,传闻出现的概率越大;传闻出现的时点更多是在谈判事件日及之后。这很可能意味着内幕人故意将非公开谈判的内幕信息透露给新闻媒体以提高股价,即传闻本身就源于内幕信息。

## (二)国内研究综述

国内学者的相关研究主要集中在以下三个主题:

### 1. 上市公司并购过程中是否存在内幕交易

这类研究通常使用事件法分析首次信息披露前股价和交易量的异动,以此来判断是否存在内幕交易。其中,何佳、何基报(2001)选择了1999年至2000年的42家发生控制权转移的公司以及出现其它四类重大事件的公司为样本,结果发现累计超额收益率在公告前持续上升,换手率在公告前5至10个交易日急速放大,而在公告日后急速下降。刘志远、鄂华(2003)基于1997年至2000年44家控股权协议转让公司的研究得到了类似的结论。张新、祝红梅(2003)基于1078个并购重组事件的实证发现:中国的内幕交易严重程度要显著高于美国等成熟市场。

### 2. 内幕(知情)交易的价格发现作用

史永东、蒋贤锋(2004)以1993年到2003实际发生的8次非法内幕交易为样本,分析

了内幕交易对股价和信息不对称的影响,结果发现内幕交易使股价上升的同时也增加了股价的波动性,并且加剧了交易过程中的信息不对称程度。王化成等(2008)以丹东化纤(000498)这家上市公司为样本,利用高频分笔数据的研究发现:在控制权转移公告前确实存在着信息的提前泄露,但这种泄露促进了市场的价格发现功能;公告前交易量放大的同时买卖价差没有明显变化,这意味着知情交易提高了市场的流动性。

### 3. 并购过程中内幕交易的发生机制

这类研究关注的问题是:哪些因素能够抑制内幕交易,哪些因素可能更容易引发内幕交易?邓淑芳等(2007)讨论了控制权转让市场中收购方的终极所有权与信息泄露之间的关系,利用1993年至2003年的样本发现:当收购人为民营企业时,非公开信息进入股价的速度明显慢于国有企业收购人,这说明民营企业维护收购信息机密性的动机最强,而地方国有企业的收购信息最容易被市场察觉。唐雪松、马如静(2009)认为内幕交易可以补偿控制权转移中的控股股东,从而可以提高控制权转移事件的发生概率。他们通过对1997年至2001年样本的分析发现:控制权转移中原控股股东的持股比例越高,内幕交易越严重。

此外,部分国内学者还通过构建理论模型对内幕交易做出了一般性的理论探索。张宗新等(2005)通过构建知情交易者和非知情交易者之间的动态博弈模型,描述了内幕信息操纵过程,结果发现内幕信息操纵将不断打破股价的原有均衡,渐次形成新的均衡,从而对股价形成显著冲击。张宗新(2008)从市场微观结构角度构建了一个关于内幕交易行为的“预测模型—概率测度—行为甄别”的分析框架,并试图通过市场微观结构机制和数据挖掘方法,对中国股市的内幕交易进行预测和甄别。

## 三、借壳上市过程中存在内幕交易吗<sup>①</sup>

我们可以将借壳上市看作是公司并购的一类,但与普通的并购相比,其特殊性在于:借壳上市会让ST公司直接由濒临退市的绩差公司在短期内变为合格的绩优公司,这种信息在市场上通常是绝对的利好信息,而一般的公司并购或控制权转移并不必然具备这种“乌鸦变凤凰”的功能,市场对它的理解可能是利好信息,也可能是利空信息。因此,从事件的性质上看,在其它条件相同时,借壳上市相对于普通并购更容易引发内幕交易问题。已有文献证实即使是一般性质的并购过程中也较为普遍的存在着内幕交易问题,因此可以推论能够实现“乌鸦变凤凰”的借壳上市过程中很可能也存在内幕交易问题。由此,首先提出如下待检验的假说作为全文立论的基础,即:

假说1. 借壳上市过程中存在着显著的内幕交易问题。

下文将首先遵循文献对内幕交易的识别方法(Keown and Pinkerton, 1981; Bris, 2005),使用标准的事件研究,分析借壳信息公告前的ST股票价格和交易量是否存在异

<sup>①</sup> 限于篇幅,本部分和第四部分共删除了实证中的6个表格,读者如有需要,可向作者索取。

常变动,以此判断是否存在信息的提前泄露和内幕交易行为。进一步,为了提高结论的可信性,我们还将分析ST股票公告停牌前最后交易季度相对前一季度的股东人数以及人均持股比例变化,以此判断知情人是否大量买入即将停牌的ST股票。

### (一) 标准事件研究

#### 1. 样本描述

我们使用手动方式首先从证监会官方主页关于重大资产重组审核的信息披露栏初步确定涉及借壳上市的ST公司名称;然后收集该ST公司在证券交易所的主页以及三大证券报等指定信息披露媒体上关于借壳上市的所有公告文件,根据这些文件获得交易方案及其进展情况。最后,为了与A股市场上一般性的资产重组区别开来,获得最具代表性的借壳案例,我们根据四个标准对样本进行了严格的筛选,包括:(1)ST公司的实际控制人必须在借壳完成前后发生真实变动,即本文样本不包括原控制人对ST公司在关联企业集团内的资产重组活动。(2)买壳方在借壳之前不能是ST公司的原股东,即排除原股东主导的关联交易;(3)ST公司在首次公告中必须提到了外部收购人关于借壳上市的意向,以保证公告后股价的变动确实能反映借壳上市这个重大信息,而非仅仅是控制权的转移。(4)借壳ST上市最终成功,包括完成了股权收购,新资产被注入,最后变更了上市公司名称,实现ST摘帽。

受制于公告文件可得性以及样本整理强度等因素,我们将借壳上市完成的时间设定在2005年至2011年。由此根据上述标准最终获得了56个典型的借壳ST上市的样本。

#### 2. 事件研究框架

##### (1) 事件的定义与内幕交易的识别标准

此处事件日的本意是指借壳上市信息的首次公告日。根据我们对56个样本的分析,ST公司一般会选择在控股股东与外部买壳人达成股权收购的初步意向后进行首次信息披露。由于借壳上市直接涉及股权收购与重大资产重组,根据交易所的规则<sup>①</sup>，“上市公司应当披露的重大信息如存在不确定性因素且预计难以保密的，……公司应当第一时间向交易所申请停牌，直至按规定披露”。因此多数ST公司在首次公告前已经停牌，在首次公告后一段时间内才复牌交易，本文56个样本有50个样本在公告前就已经停牌了。所以对于这部分样本，事件日实际指的是公告后复牌的第1个交易日，时间-1日实际指的是停牌前的最后一个交易日，其余事件T日依此类推。

如果ST股票在借壳信息首次公告前就已经出现了显著的正向异常收益率和交易量，则认为存在信息的提前泄露和内幕交易，并用累计超额收益率来测度内幕交易的严重程度。

##### (2) 异常收益率的估计与统计检验

在事件研究法中，可以使用市场模型来估计正常收益率。市场模型法的前提之一是贝塔系数必须是相对稳定的(Brown and Warner, 1980; MacKinlay等, 1997)，但我们在实证过程中发现ST股票的贝塔系数对估计窗口非常敏感，市场模型适用的条件不满足。因

<sup>①</sup> 关于详细规定，请参考《深圳证券交易所股票上市规则》和《上海证券交易所股票上市规则》。

此,本文使用市场指数收益率代表股票的正常收益率<sup>①</sup>,其中,如果股票在上海证券交易所上市,其指数选用上证综合指数,如果股票在深圳证券交易所上市,指数选择深证成份指数。

### (3) 异常交易量的估计与统计检验

为了考察在公告前是否存在异常交易量,我们以事件窗口之前 250 个交易日的算术平均值作为正常交易量,将窗口内的第 T 日交易量相对正常交易量的增长率定义为异常交易量。

### 3. 事件研究结果

为了追踪到尽可能多的内幕交易,我们将事件窗口设为公告停牌前的 60 个交易日(约 3 个日历月)到停牌前 1 日。异常收益率的估计结果列示在表 1 中,从第 1、2 列可以看出,在公告停牌前第 52 个交易日,异常收益率为 0.67%,且在 10% 的水平上具有统计显著性,而停牌前第 48 个交易日的异常收益率为 0.74%,也具有统计显著性。因此,将停牌前 60 个交易日作为内幕交易考察期是相对较为稳妥的。此外,停牌前 1 日的异常收益率高达 2.64% (ST 股票每日的涨跌幅限制为 5%),且在 1% 的水平上具有统计显著性。因此,从平均异常收益率来看,可以初步判断股价在公告停牌前存在明显的异动情况。

表 1 事件研究结果

事件日	异常收益率 AR(%)	T 统计量 ——AR	累计异常 收益率 CAR(%)	J 统计量 ——CAR	异常换手率 AT(%)	Z 统计量 ——AT
-60	0.27	0.79	0.27	0.79	24.35**	2.29
-58	-0.02	-0.06	0.12	0.17	15.89*	1.75
-56	0.32	0.72	1.92**	2.09	16.88*	1.69
-54	-0.11	-0.27	1.85*	1.66	32.42**	2.34
-52	0.67*	1.66	2.67*	1.87	24.49	1.50
-50	-0.38	-1.06	2.98	1.60	16.44	1.22
-48	0.74*	1.95	3.95*	1.81	25.72*	1.98
-46	-0.03	-0.07	4.08**	2.07	34.83**	2.31
-44	0.14	0.35	3.04	1.32	16.98	1.24
-42	-0.30	-0.73	2.87	1.18	22.41*	1.70
-40	0.35	0.98	3.39	1.36	27.59**	2.25
-38	-0.71*	-1.75	2.70	1.07	31.97**	2.06
-36	-0.02	-0.05	2.29	0.86	27.70**	2.14

<sup>①</sup> 根据 Martynova and Renneboog(2008)、Andrade 等(2001)和 Jensen and Ruback(1983)等经典文献综述可知,在利用事件法研究并购或控制权转移的诸多文献中,以市场指数收益率来代替正常收益率是一种能够被接受的做法。

(续表)

事件日	异常收益率 AR(%)	T 统计量 ——AR	累计异常 收益率 CAR(%)	J 统计量 ——CAR	异常换手率 AT(%)	Z 统计量 ——AT
-34	0.26	0.46	3.18	1.13	15.50	1.31
-32	-0.57	-1.50	3.10	1.03	26.75*	1.90
-30	-0.35	-0.86	3.27	1.02	3.31	0.32
-28	0.39	1.15	4.49	1.34	29.42*	1.73
-26	0.66	1.61	5.49	1.49	20.83	1.25
-24	-0.47	-1.16	4.70	1.32	18.75	1.24
-22	0.09	0.18	4.53	1.23	15.19	0.92
-20	0.14	0.35	4.35	1.13	6.23	0.44
-18	-0.35	-0.96	4.16	1.05	18.09	1.08
-16	-0.46	-0.96	3.56	0.90	28.39*	1.69
-14	0.13	0.30	3.05	0.78	12.49	1.06
-12	-0.22	-0.58	2.24	0.58	15.16	1.20
-10	0.76	1.45	2.50	0.62	27.92	1.58
-8	0.61	1.28	5.21	1.15	34.89	1.41
-6	0.86*	1.75	7.21	1.47	45.90*	1.91
-4	0.37	0.78	6.98	1.46	29.93*	1.96
-2	1.16	1.28	10.31*	1.88	84.42***	3.24
-1	2.64***	5.00	14.12***	2.45	117.16***	3.14

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上具有统计显著性；下表皆同。

进一步,从表1可以看出,累计异常收益率CAR从公告停牌前的第60个交易日开始一直为正数,总体上处于上升趋势中,并且在停牌前第56个交易日就已经具有了统计显著性。在停牌前1个交易日,累计异常收益率高达14.12%,并且在1%的水平上具有统计显著性,这说明在ST股票停牌前确实存在借壳信息的提前泄露问题。

从异常交易量的统计结果来看,停牌前第60个交易日的异常交易量为24.35%,且在5%的水平上具有显著性;此后单日的异常交易量大小虽有波动,但全部大于3%,并且多数具有统计显著性。在停牌前第2个交易日,异常交易量高达84.42%,停牌前第1个交易日的异常交易量更是高达117.16%。这说明在公告停牌前确实存在着明显的大笔买入行为。

#### 4.“市场预期假说”能否解释股价的提前上涨<sup>①</sup>

在我们所能收集到的关于中国并购市场股价提前上涨的文献范围内,没有看到针对

<sup>①</sup> 此处感谢审稿人的中肯意见。



“市场预期假说”进行的严格的实证检验。国内的研究基本都是将股价的提前上涨作为内幕交易或信息提前泄露存在的证据。这样的处理方式在逻辑上是不严谨的,但考虑到中国市场的背景,似乎也有一定的合理性,正如 Jarrell and Poulsen(1989)所指出的,“市场预期假说”成立的前提条件是股票市场是(强式)有效的,以至于股价除了能够反映历史信息、公开信息之外,还能够反映未公开的内幕信息。但是并没有严格的证据表明中国股票市场能够达到强式有效,因此对于股价的提前上涨现象的解释,建立在有效市场假说基础上的“市场预期假说”相对于内幕交易假说似乎更难被国内学者所接受。

当然,我们必须承认:“市场预期假说”到底能否解释股价的提前上涨,归根到底是一个实证问题。我们可以按照 Jarrell and Poulsen(1989)和 Pound and Zeckhauser(1990)等方法对此进行严格的实证分析,这些文献基本都是使用媒体在信息正式公告前的相关新闻报道作为市场预期存在的直接证据。与此相一致,我们首先使用中国知网(CNKI)中的全国重要报刊数据库收集本文事件日前一年内的相关新闻,除了将上市公司简称作为搜索关键词之外,还要求新闻中含有“收购”或者“控制权”或者“壳”,结果发现在样本公司中,没有一家公司在事件日前一年存在相关新闻。当然,这可能是因为“全国重要报刊数据库”收录的新闻媒体过少所导致。基于这种考虑,我们利用包含更多媒体新闻的百度新闻搜索引擎进行检索<sup>①</sup>,检索所用的时段和关键词与前次相同,结果发现仅有 4 家公司在公告前存在与控制权转移相关的新闻报道,即市场预期到的借壳上市仅占全部样本数(56 家公司)的 7.1%,而 Jarrell and Poulsen(1989)中有新闻的样本比例是 40.1%,如此低比例的预期让人很难相信“市场预期假说”能够解释事件研究中发现的样本股价普遍提前上涨的现象。

## (二)ST 股票停牌前的股东数量和人均持股比例分析

### 1. 股东数量和人均持股比例的前后变化分析

对是否存在内幕交易的判断是本文的立论基础,出于稳妥考虑,下面将进一步分析 ST 公司停牌前的股东数量和人均持股比例变化,为内幕交易的存在提供新的证据。此处的基本分析思路是:如果特定的内幕人在停牌前从非知情投资者手里大量买入 ST 股票,即在二级市场大规模收集“筹码”、囤积股票,则可以预测停牌前内幕交易发生时点的股东数量相对该交易发生前的正常时点会有显著的下降,进一步,由于 ST 股票向少数特定内幕人账户集中,此时的人均持股比例会相对内幕交易发生时点显著提高<sup>②</sup>。

我国上市公司每个季度要披露季度末的股东人数和人均持股比例,因此可以利用公告停牌前交易日所属季度相对其前一季度的相关指标变化来检验上述推论。如果上述关系存在,则意味着不能拒绝“特定内幕人利用内幕信息提前在二级市场囤积 ST 股票”的

<sup>①</sup> 百度新闻搜索所包含的内容既包括转载自一般报纸、杂志等纸质媒体的新闻内容,也包括来自于各类网络媒体的新闻。

<sup>②</sup> 当然,如果能够确定内幕人在信息公告后的股票抛售时段,也可以推断抛售时的股东人数(人均持股比例)相对停牌前内幕交易时点更多(更低)。但由于首次公告后,借壳上市还要涉及到一系列程序,内幕人集中抛售股票的时点并不容易确定,因此很难根据公开数据去检验这种关系。

原假设。在 56 个样本中有 20 个 ST 股票的停牌前交易日与首次公告后复牌交易日发生在同一季度,如果此样本中部分内幕人在首次公告复牌后即抛售其 ST 股票,则会导致该季度股东人数和人均持股比例指标迅速趋近于内幕交易发生前的季度,进而上述测度方法就无法捕捉到指标的前后变化。因此将停牌前最后交易日和复牌后首个交易日属于同一季度的样本予以删除,由此本部分检验共有 36 个样本。

股东数量变化指标定义为股票停牌前最后交易日所属季度的股东人数与前一季度的股东人数之比;人均持股比例变化指标定义为股票停牌前最后交易日所属季度的人均持股比例与前一季度的人均持股比例之比。从表 2 可知,股东人数变化指标小于 1 和人均持股比例变化指标大于 1 的样本占全部样本的比例高达 86.11%,二者的均值分别为 0.9175 和 1.10。更重要的是,T 检验结果证实两个指标的均值与数值 1 都在 1% 的水平上具有显著差异;Wilcoxon 秩检验证实两个指标的中位数与 1 也在 1% 的水平上具有显著差异。这意味着在借壳上市信息公告停牌前确实存在着内幕交易行为,内幕信息知情人在停牌前大量买入的行为显著降低了 ST 股票的股东数量,进而增加了该 ST 股票的人均持股比例。

表 2 股东人数变化和人均持股比例变化的统计结果

统计量 指标	小于 1 的 比例	大于 1 的 比例	均值	均值 T 检验	中位数	Wilcoxon 秩检验
股东人数变化	0.8611	0.1111	0.9175 ***	-5.5173	0.9263 ***	4.1685
人均持股比例变化	0.1111	0.8611	1.1000 ***	5.5685	1.0820 ***	4.3487

注:均值 T 检验和中位数 Wilcoxon 秩检验的原假设分别是均值为 1 和中位数 1。

## 2. 人均持股比例和股东人数变化是否由同期股价变动引起

从直觉上看,上述人均持股比例和股东人数的变化也可能是由同期股价变动所引起的<sup>①</sup>,为了排除这种可能性,下面需要做一个稳健性分析。我们重新计算公告停牌前交易日所属季度末的股价相对前一季度末股价的收益率<sup>②</sup>,然后分析该股价收益率与两个季度之间的人均持股比例(和股东数量)变化之间的关系。如果人均持股比例变化真的是由股价变动所引起的(原假设),那么可以推测二者之间应该呈现出显著的正相关关系。但分组统计法和单变量回归法都表明人均持股比例变化(股东人数变化)与同期股价变动没有显著的相关性。

① 此处感谢审稿人的提示。

② 由于本部分样本排除了公告前最后交易日和公告后复牌交易日属于同一季度的样本,因此,公告停牌前交易日所属季度末的股价实际也就是公告停牌前最后一个交易日的股价。

## 四、内幕交易行为受到哪些因素的制约 ——假说的提出与实证检验

### (一) 假说的提出

对于借壳信息知情人来说,是否利用该内幕信息提前买入 ST 股票,首先取决于预期内幕交易所能为其带来的收益率,预期收益率越高,在其它条件不变的情况下,知情人从事内幕交易的内在动机越强烈,针对该 ST 股票的内幕交易总体上越严重。由此可以提出:

假说 2. 预期内幕交易所能带来的收益率越高,借壳信息的提前泄露和知情人的内幕交易行为越严重。

在实证检验时,可以假设知情人的预期是理性预期,他们能够根据内幕信息以及二级市场特定行业、规模公司的估值水平对借壳信息公告后的 ST 股价变化做出无偏估计,由此可用公告停牌前到复牌交易后的累计超额收益率作为内幕交易期望收益率的代理变量。

其次,虽然知情人利用内幕信息可以获得极高的超额收益,但由于内幕交易是违法行为,一旦被查处,内幕交易者将面临着包括罚款、市场禁入、民事赔偿等在内的各种处罚,这构成了内幕交易的成本。在其它条件不变的情况下,内幕交易被查处的概率越高,其期望成本越高。在现行的证券监管体系下,证监会是关于内幕交易的主要行政执法主体<sup>①</sup>,内幕交易被查处的概率主要取决于证监会的执法力度。由此可以提出:

假说 3. 证监会针对内幕交易的查处力度越强,越有助于抑制借壳信息的提前泄露和内幕交易。

1999 年 7 月开始正式执行的《证券法》将内幕交易列为明令禁止的交易行为,并对内幕信息知情人的范围、内幕信息的定义以及内幕交易的赔偿责任等做出了明确的说明。但内幕交易真正被监管部门查处的案例数量一直相对较少,即虽有法可依,但实际执法困难。根据证监会官方主页的公告(见图 1),2004 年被查处的内幕交易仅有一例,2005 年和 2006 年皆为 0 例,2007 年也仅有一例。2007 年 3 月底,证监会出台了《证券市场内幕交易行为认定指引(试行)》,进一步细化了对内幕交易的认定标准和处罚规定;2008 年 4 月,证监会又出台了《上市公司重大资产重组管理办法》,其中第四章强化了对重大资产重组各环节的信息管理,明确要求制作交易进程备忘录,而且内幕信息知情人员“应当即时在备忘录上签名确认”。此后证监会对于内幕交易的执法力度相对之前开始大大加强:2008 年查处内幕交易数量为 3 例,2010 年高达 11 例,2011 年也有 8 例。根据证监会对内幕交易实际执法力度的前后差异,可以设置一个虚拟变量,如果借壳上市首次公告停

<sup>①</sup> 根据 2010 年 5 月颁布的《最高人民检察院公安部关于公安机关管辖的刑事案件立案追诉标准的规定(二)》,对于涉案金额较大、情节较为严重的内幕交易案件,证监会要移交公安机关处理。

牌的时间在《证券市场内幕交易行为认定指引(试行)》出台之后的2008年,则该变量取值为1,否则为0。

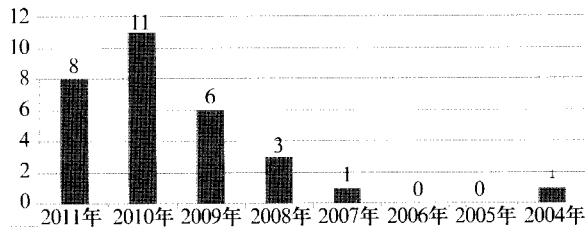


图1 中国证监会内幕交易查处案例数量(2004年至2011年)<sup>①</sup>

再次,ST公司的及时停牌也可能抑制借壳信息的提前泄露。我们对全部样本文件的分析后发现,ST公司一般会在与潜在借壳方达成初步收购意向后进行首次公告,由于收购、重组的参与方众多,包括ST公司实际控制人、潜在收购方、市场中介机构(投资银行、会计师事务所、律师事务所等),涉及到国有资产的,知情人还包括各级国资部门,借壳信息的保密工作实际非常困难。考虑到这一点,交易所要求“上市公司应当披露的重大信息如存在不确定性因素且预计难以保密的,……公司应当第一时间向交易所申请停牌,直至按规定披露”。但监管部门对具体的停牌时间并没有严格统一的标准,何时停牌在一定程度上还是由上市公司自己决定。不管公司关于停牌的内部决策机制是如何形成的,只要ST公司的停牌非常及时,比如在刚刚开始酝酿卖壳重组、价格敏感信息尚未完全形成时就开始停牌,则此时的内幕知情人范围会相对较小,而且壳交易能否达成的不确定性还相对较高,由此自然会极大的抑制内幕交易。反之,如果借壳交易已经基本完成,只需等待相关部门批准,则此时内幕信息知情人的范围非常广,并且可以预期达成交易已无重大不确定性,此时才申请停牌,则可以推断内幕交易会相对更为严重。由此提出:

假说4. ST公司关于借壳信息首次公告前的停牌越及时,越有助于抑制信息的提前泄露和内幕交易。

在实证检验时,可以使用停牌日相对首次公告日的提前天数来测度停牌的及时性。

最后,外部买壳方与ST公司实际控制人的产权性质也可能对内幕交易形成影响。从外部买壳方来看,它首先要收购ST公司的控股权,然后ST公司一般会通过发行股票购买其资产,而ST股权定价的最重要依据之一就是停牌前二级市场价格<sup>②</sup>。在借壳方所拥有的外部资产评估价值不变的条件下,ST公司股价越高,借壳方收购股权或以资产置换股权的成本就越高,因此,任何理性的借壳方都有动力在公告前对价格敏感信息保密,防止

<sup>①</sup> 中国证监会官方主页中的信息公开栏对证券违法行为查处案例进行了公告,此处的数据即根据这些公告内容逐个进行判断、统计,详细内容请见 [www.csrc.gov.cn](http://www.csrc.gov.cn)。

<sup>②</sup> 中国证监会出台的一些法规强化了二级市场价格在收购、重组定价过程中的参考价值,最明显的是《上市公司重大资产重组管理办法》,其第四十四条明确规定:“上市公司发行股份的价格不得低于本次发行股份购买资产的董事会决议公告日前20个交易日公司股票交易均价”。

股价的提前上涨。但是借壳方内部存在的委托代理问题还是可能导致信息的提前泄露,而国有企业的委托代理成本一般要高于民营企业,并且国有企业发动的借壳上市还要经过其所属国资部门的批准,因此内幕信息的传播范围更广,这就使得国企发动的借壳上市相对民营企业更有可能出现信息的提前泄露和内幕交易。另一方面,从卖壳方角度来看,信息提前泄露导致的股价上涨会有利于提高其股权转让收益,因此它本身并没有内在动力去控制价格敏感信息的提前泄露,反而有可能通过内幕交易去寻求对其丧失控制权的补偿。唐雪松、马如静(2009)对中国 1997 年至 2001 年的控制权转移事件的研究发现了支持“控股股东寻求补偿假说”的证据:原控股股东付出越多,内幕交易行为越严重。与此相关联的是张新和祝红梅(2003)提出的被收购公司“管理层寻求补偿假说”。这两类补偿寻求假说在逻辑上是一致的:上市公司的利益相关人(控股股东或管理层)可能通过内幕交易补偿控制权转移后的利益损失。

我们认为在借壳上市过程中,ST 公司原实际控制人的产权属性差异可能导致其利益相关人寻求补偿的动机强烈程度不同,进而使得内幕交易的严重性呈现出显著差异。ST 公司的实际控制人可以分为两大类:各级政府的国资部门和民营企业,民营企业追求经济利润最大化的动机显然要强于政府国资部门;国有控股 ST 公司的高级管理层的另一个重要身份是政府官员,这种官员身份并不会随着控制权转让而丢失,而民营企业的高管(尤其是外部聘请的职业经理人而非家族成员)随着 ST 公司控制权的转让很可能失去高管资格,相对于国企高管,其利益损失可能更大。因此,综合来看,在 ST 公司的控制权转让过程中,民营企业(家)及其高管寻求补偿的动机很可能会强于各级政府国资部门或国企高管,这可能导致相对更为严重的内幕交易行为。由此可以提出:

假说 5. 如果 ST 公司的原实际控制人为民营性质,则相对于国有控股的 ST 公司,其内幕交易严重性要显著更高。

在实证检验时,我们根据 ST 公司披露的《上市公司收购报告书》、《重大资产重组报告书》等相关文件对 ST 原控制人的介绍,判断其产权属性,并设虚拟变量。ST 实际控制人为中央部委、地方政府或各级国有资产管理部門的,虚拟变量取值为 0,其余取值为 1。

假说 6. 如果外部借壳方的实际控制人为民营性质,则相对于国有性质的借壳方,其内幕交易严重性显著更低。

我们根据 ST 公司披露的公告文件对外部借壳方的性质做出判断,并设置虚拟变量进行描述,如果外部借壳方实际控制人为民营性质,则该变量取值为 1,否则为 0。

## (二)对于假说的实证检验

### 1. 变量的定义与说明

本文使用截面回归检验上述假说,被解释变量为内幕交易的严重程度。与 Linciano (2003)、King(2009)、Prevoo and Weel(2010)以及唐雪松、马如静(2009)等人研究一致,

我们使用各 ST 股票停牌前的累计异常收益率来测度内幕交易的严重程度<sup>①</sup>。根据第三部分的研究可知,总体上以停牌前 60 日作为内幕交易开始发生的时点是一个可行的选择,因此首先以停牌前 60 日到停牌前 1 日之间的累计异常收益率  $CAR(-60, -1)$  测度内幕交易的严重程度。为了保证结果的稳健性,我们还会在稳健性检验中分别选择  $CAR(-50, -1)$ 、 $CAR(-40, -1)$ 、 $CAR(-30, -1)$  作为被解释变量。

根据上面五个假说,截面回归中的五个核心解释变量定义分别如下:(1)知情人预期通过内幕交易所能获得的超额收益率。假设信息相对充分的内幕人的预期是理性预期,其结果是无偏的,则可以使用实际收益率来代表预期收益率。具体可用内幕交易开始发生时点(如停牌前 60 日)到公告复牌后抛售时点之间的累计异常收益率来表示。我们在实证中发现,公告后的超额收益率主要集中在公告复牌交易首日,后几日的单日异常收益率相对较低,到第公告后第 10 日,单日异常收益率仅为 0.66%,且失去了统计显著性,因此,可以选择各 ST 股票停牌前 60 日到公告复牌后 10 日的累计异常收益率作为内幕交易的期望收益率。(2)证监会针对内幕交易的执法力度变量 CSRC。如前文所述,如果 ST 公司在 2007 年(含)之前发生公告停牌,则 CSRC 取值为 0,即内幕人所处的是一个执法力度不强的监管环境;如果在 2008 年(含)之后发生公告停牌,则 CSRC 取值为 1。(3)公告停牌的及时性变量 Days\_Stop。所前所述,可用提前停牌日相对首次公告日之间的距离(加 1 后取自然对数)来测度该指标。(4)ST 公司的原实际控制人产权属性 Target。如原来的实际控制人为民营性质,则 Target 取值为 1,否则为 0。(5)外部买壳方的实际控制人性质 Acquirer。如外部借壳方的实际控制人为民营性质,则 Acquirer 取值为 1,否则为 0。

此外,在截面回归中还控制了其它几个变量,包括上市公司借壳前的财务绩效(ROA 指标)、公司的规模(总资产)和重组后的新行业三个变量,这三个控制变量是我们所能想到的可能影响内幕交易而同时又比较方便测度的变量。具体说明如下:(6)ST 公司在借壳前的财务绩效 ROA。此处使用公告停牌当年以及之前两年共三年的平均的总资产回报率计算。(7)ST 公司的规模 Asset。此处使用公告停牌当年末公司的总资产额(对数)来代表。(8)ST 公司资产重组后的新行业 Industry。此处根据 ST 公告文件中对借壳方拟注入资产的类型来判断。由于一半以上的新行业为房地产,可以将 Industry 设置为虚拟变量,如果新行业为房地产则取值为 1,否则为 0。

## 2. 实证方法与方程设定

根据五个假说,我们先分别做五个多元截面回归,解释变量为对应假说变量加上控制变量;然后做一个包括所有假说变量在内的多元回归。根据回归系数的符号及其显著性来判断假说是否获得支持。

## 3. 实证检验结果

回归结果列示在表 3。从回归 1 可以看到,内幕交易预期收益率变量的系数为正,且

<sup>①</sup> 当然,文中也控制了整个首次公告信息所产生的全部收益率(包含公告前的收益率和公告后的宣告效应收益率),由于这个收益率也可以被看作是内幕交易者的预期收益率,因此,我们实际用假说 1 引出了这个变量。

在 1% 的水平上具有统计显著性,这支持假说 2;从回归 2 可以看出,证监会执法力度变量 CSRC 的系数为负,且在 1% 的水平上具有显著性,这支持假说 3;从回归 3 可以看出,公告前停牌及时性变量 Days\_Stop 的回归系数为负的 0.0584,且在 5% 的水平上具有显著性,这支持假说 4;从回归 4 可以看出,上市公司原实际控制人性质变量 Target 的系数为 0.2222,且在 10% 的水平上具有显著性,这支持假说 5;从回归 5 来看,买壳方实际控制人性质变量 Acquirer 的回归系数为正,但并不具备统计显著性,这意味着假说 6 没有获得实证的支持。在综合回归 6 中,上述假说变量的系数符号和显著性都没有根本的改变,并且调整 R 平方高达 40.56%,这意味着实证研究支持假说 2 到 5,并且上述变量对股价提前上涨幅度在截面上的波动具有较强的解释能力。

表 3 截面回归结果

解释变量 \ 回归	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
常数项	0.7550 [1.2426]	0.8183 [1.5802]	0.6219 [1.3243]	0.5009 [0.7683]	0.8742* [1.7292]	0.3879 [0.7294]
CAR(-60,10)	0.0509*** [2.8855]	—	—	—	—	0.0513** [2.4361]
CSRC	—	-0.2583*** [-3.5465]	—	—	—	-0.2328** [-2.3951]
LOG(Days_Stop)	—	—	-0.0584** [-2.2305]	—	—	-0.0585*** [-2.6943]
Target	—	—	—	0.2222* [1.9186]	—	0.2553*** [2.7097]
Acquirer	—	—	—	—	-0.0503 [-0.6384]	-0.0712 [-1.0361]
ROA	0.0169 [0.6141]	0.0357* [1.8828]	0.0414*** [2.7738]	0.0256 [0.8979]	0.0229 [1.5183]	0.0441** [2.5243]
LOG(Asset)	-0.0522 [-0.9606]	-0.0365 [-0.7916]	-0.0243 [-0.5869]	-0.0277 [-0.4790]	-0.0539 [-1.2651]	-0.0019 [-0.0412]
Industry	-0.2079* [-1.9962]	-0.2030* [-1.9481]	-0.2416** [-2.5440]	-0.2662** [-2.4287]	-0.2200** [-2.2022]	-0.2009*** [-2.7697]
调整 R 平方	0.2071	0.1724	0.1684	0.1397	0.0810	0.4056
DW 统计量	2.3204	2.4701	2.4043	2.4064	2.4070	2.5327

注:方括号中为 T 统计量,在其计算过程中采用了 Newey-West 协方差矩阵(Newey and West,1987),以解决异方差和自相关带来的估计问题。下表相同。

### (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

为了保证结果的稳健性,我们分别以 CAR(-50,-1)、CAR(-40,-1)、CAR(-30,

<sup>①</sup> 限于篇幅,此处没有列出稳健性检验的具体统计表格,读者如有需要,可向作者索取。

-1)来测度内幕交易的严重程度,再进行三个包含所有解释变量在内的多元回归,其中预期内幕交易收益率分别用与被解释变量保持一致的 $CAR(-50,10)$ 、 $CAR(-40,10)$ 、 $CAR(-30,10)$ 来表示。结果发现假说2到5对应的核心解释变量的符号与预期一致,并且都至少在10%的水平上具有统计显著性。

进一步,我们使用RESET方法来检验四个综合回归的模型设定是否存在可能的变量遗漏问题<sup>①</sup>,检验采用的是最常见的含拟合值平方项、拟合值三次项的形式。结果发现无论是F统计量还是对数似然比统计量都无法拒绝原假设,即不存在显著的变量遗漏问题。

总体来看,实证研究支持假说2到5,这个结果是相对稳健的。

## 五、结 论

我们研究了借壳上市过程中内幕交易的存在性及其发生机制的问题,结果发现在借壳过程中,确实普遍存在信息的提前泄露与内幕交易问题。内幕交易的发生受到特定因素的显著影响:预期内幕交易收益率越高,内幕交易越严重;证监会的执法力度越强,越有助于抑制内幕交易的发生;上市公司关于借壳信息的公告停牌越及时,越有助于抑制信息的提前泄露;民营实际控制人卖壳退出ST公司时通过内幕交易寻求补偿的动机要强于国有控制人。

## 参 考 文 献

- [1]蔡宁,信息优势、择时行为与大股东内幕交易,《金融研究》2012年第5期,179~192。
- [2]邓淑芳、陈晓、姚正春,终极所有权、层级结构与信息泄露——来自控制权转让市场的经验证据,《管理世界》2007年第3期,122~129。
- [3]刘志远、鄂华,控制权转让内幕交易的实证研究,《中国会计评论》2003年7月第1卷第1期,51~76。
- [4]史永东、蒋贤锋,内幕交易、股价波动与信息不对称:基于中国股票市场的经验研究,《世界经济》2004年第12期,54~64。
- [5]唐雪松、马如静,内幕交易、利益补偿与控制权转移——来自我国证券市场的证据,《中国会计评论》2009年3月第7卷第1期,29~52。
- [6]王化成、孙健、卢闯,控制权转移的微观市场反应——基于丹东化纤(000498)的实证分析,《管理世界》2008年第8期,38~44。
- [7]张新、祝红梅,内幕交易的经济分析,《经济学(季刊)》2003年10月,71~96。
- [8]张宗新、潘志坚、季雷,内幕信息操纵的股价冲击效应:理论与中国股市证据,《金融研究》2005年第4期,144~154。
- [9]张宗新,内幕交易行为预测:理论模型与实证分析,《管理世界》2008年第4期,24~35。
- [10]Andrade Gregor, Mark Mitchell and Erik Stafford, 2001, New Evidence and Perspectives on Mergers, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, 103~120.

① 此处感谢审稿人的细致提示。



- [11] Bris Arturo, 2005, Do Insider Trading Laws Work, *European Financial Management*, vol. 11, pp. 267 ~ 312.
- [12] Heitzman Shane and Sandy Klasa, 2011, Private Information and Stock Prices: Evidence from Nonpublic Merger Negotiations, Working Paper.
- [13] Jarrell A. Gregg and Annette B. Poulsen, 1989, Stock Trading Before the Announcement of Tender Offers: Insider Trading or Market Anticipation, *Journal of Law, Economics, and Organizations*, vol. 5, pp. 225 ~ 248.
- [14] Jensen C. Michael and Richard S. Ruback, 1983, The Market for Corporate Control: the Scientific Evidence, *Journal of Financial Economics*, vol. 11, pp. 5 ~ 50.
- [15] Keown J. Arthur and John M. Pinkerton, 1981, Merger Announcements and Insider Trading Activity: an Empirical Investigation, *Journal of Finance*, vol. 36, pp. 855 ~ 869.
- [16] Martynova Marina and Luc Renneboog, 2008, A Century of Corporate Takeovers: What have We Learned and Where do We Stand? *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, 2148 ~ 2177.
- [17] Pound John and Richard Zeckhauser, 1990, Clearly Heard on the Street: the Effect of Takeover Rumors on Stock Prices, *Journal of Business*, vol. 63, pp. 291 ~ 308.
- [18] Sanders W. Ralph and Johns S. Zdanowicz, 1992, Target Firm Abnormal Returns and Trading Volumes Around the Initiation of Change in Control Transactions, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, pp. 109 ~ 129.

## Reverse Merger, Insider Trading and Abnormal Market Reaction: Evidence from ST Listed Companies in China

SHAO Xinjian JIA Zhongzheng ZHAO Yingxue JIANG Ping XUE Yi

(School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics;  
JIA Zhongzheng, Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Sciences)

**Abstract:** Using the ST listed companies in China as sample, this paper investigates whether insider trading exists in reverse merger as well as its occurrence mechanism. We find that ST stock price and trading volume has begun increasing significantly before the information about control right transfer is disclosed. In addition, the shareholder number in the quarter before suspending trading is much lower than the last quarter, however, the average ownership proportion per shareholder has increased obviously before pausing trading. These results imply that insider trading is pervasive in the reverse merger process. Further studies verify that the strict CSRC enforcement of law can help suppress illegal insider trading; the earlier ST companies begin to suspend trading before information disclosure, the less is insider trading. However, the more return to ST stock after announcement informed insiders expect, the more is insider trading. Moreover, when the actual controller of ST company is private enterprise, it has stronger incentive to seek compensation for its transfer of listed company than government as the actual controller.

**Key words:** Reverse merger, Insider trading, ST listed company

(责任编辑:方平)(校对:FY)