

减持预披露制度市场效应的研究

余宇新, 李煜鑫*, 陈江卓

上海外国语大学国际金融贸易学院, 上海

【摘要】金融供给侧改革很重要的方面就是完善金融制度产品的供给, 只有通过建设完善的金融市场制度建设完善才能让金融成为中国核心竞争力提升的重要推手。通过研究金融制度的市场影响, 可为金融供给侧改革提供启示。本文采用事件研究法, 选用了面板分位数回归, 通过研究减持预披露制度的市场效应揭示了减持预披露制度与融资融券制度之间的相互关系, 验证了融资融券制度在市场冲击下的信息揭示作用, 结果表明, 减持预披露制度对市场的冲击是客观的, 减持预披露制度执行是较为规范的, 未测度到事前的信息泄露特征; 减持預告对市场的影響, 不論从异常收益率影响因素的回归, 还是波动率的回归来说, 都表明该类公告仅仅有短期市场冲击作用, 未来发展预期的新信息含量并不显著; 融资融券制度具有平抑减持預告负面冲击的作用, 符合监管层融资融券制度设计安排预期; 机构投资者对于預告的反映较小, 相关变量都不显著, 这表明机构投资者忽视减持預告带来的市场短期波动影响。

【关键词】减持预披露制度; 事件研究法; 面板分位数回归; 融资融券制度; 机构投资者

【基金项目】上海外国语大学青年英才海外研修计划资助, 国家社会科学基金项目(16BGJ005)

Research on Market Impact of Reducing Pre-announcement System from the Perspective of Financial Supply-side Reform

Yuxin Yu, Yuxin Li*, Jiangzhuo Chen

Shanghai International Studies University School of Economics and Finance, Shang Hai

【Abstract】 One important aspect of the financial supply side reform is to perfect the supply of financial system products. Only through the construction and improvement of financial market system can finance become an important promoter of China's core competitiveness. By studying the market influence of the financial system, it can provide inspiration for the financial supply side reform. The paper adopts an event study method and applies panel quantile regression analysis to investigate the impact of stock reduction pre-announcements on the stock market in the A-share market of China. It verifies the information revealing function of margin trading system under the impact of market. Overall, the results show a significant influence of such announcements on the performance of the stock market. The paper argues that in general the implementation of the stock reduction pre-announcement scheme is well-regulated, there is no evidence of information leakage before the announcement. The analysis discovers only a short-term influence of those announcements on abnormal rate of returns and price fluctuation of stocks, while not much information is found for further expectations. The paper also finds that the margin trading system can ease the negative shock of stock reduction pre-announcement on the market, this accords with the expected outcomes of the margin trading system when it was first designed. Institutional investors have little response to pre-announcement, and the relevant variables are not significant, which indicates that institutional investors ignore the short-term volatility of the market caused by the reduction of pre-announcement.

【Keywords】 Reducing Pre-announcement System; Event Study Method; Panel Quantile Regression; Margin Trading System; Institutional Investors

*通讯作者: 李煜鑫

1 引言

股票市场作为金融市场的重要组成部分,其制度建设一直是中国金融市场制度完善的重要内容,中国A股市场的制度建设也一直伴随着市场的发展而不断推进与完善。其中减持预披露制度是近期所推出的一项新的制度安排,是中国股票市场发展过程具有重要意义的改革措施,已经历了一段时间的市场检验,通过对该制度建设的市场效应的测度可为中国金融供给侧改革提供启示。减持预披露制度推出与中国股票市场发展过程密切相关,中国股票市场在2015年、2016年市场波动较高,股价持续下跌引发对金融乃至经济系统性风险的担忧。在这个期间重要股东在市场上减持规模巨大,如2015年减持规模5477亿元,2016年减持规模仍旧高达3609亿元,由此重要股东的减持行为成为市场制度化治理的对象。为了遏制股价持续下跌,证监会从金融供给侧进行了一系列政策调整,其中一个重要的规定就是,证监会在2015年7月8日发布了“最严”减持禁令18号文,以抑制重要股东无序减持现象,与此相配套的是证监会于2016年1月9日发布了《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》,明确提出了减持预披露的相关要求。2017年5月27日证监会又进一步修订发布了《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》,随即上交所和深交所发布配套细则,对减持行为进行了更具针对性的调整和规范,这些规定和细则让A股市场建立起了减持“预披露”制度,要求必须在事前、事中和事后对减持相关信息进行披露。而事前披露方式是保护中小投资者利益的最优方式,要求上市公司大股东需提前15个交易日披露减持计划才能通过证交所集中竞价交易减持股份,以消除中小投资者与大股东及机构投资者之间信息劣势,其对市场的影响方式与事中和事后减持披露完全不同,是通过管理市场参与者预期来影响市场信息吸收效率,体现了《减持规定》遵循“以信息披露为中心”的监管理念。

A股市场减持预披露制度是“股灾”以及在“股灾”之后才推出的一项重要市场建设制度,对于当下中国股票市场发展具有重要影响,本文选择减持预披露制度作为研究对象,一方面因为减持预披露制度是中国股票市场的重要制度安排,其制度特点在于通过对新信息所产生的市场预期管理来减少信息冲击对市场波动的影响,以提高市场信息吸收效

率。该制度推出与其他制度环境之间的关系以及对市场的影响都是中国股票市场制度建设发展的重要问题。随着减持预披露制度的实施,使得检验这些问题成为了可能;另一方面,关于推动机构投资者发展的制度建设、“股改”等制度建设的研究已经较为充分,而减持預告这一具有重要影响的制度安排的研究还相对较少,其研究具有显然的重要现实意义和价值。本文将聚焦于减持预披露制度与融资融券制度和促进机构投资者发展政策之间的关系进行分析,探讨預告制度发挥作用的现实约束条件和作用特征。

关于减持預告相关的研究,之前多是基于股东减持后的实际市场影响的分析,这些事后的分析缺乏关于信息传递对市场效率影响的分析,也无法探知减持信息本身对市场参与者预期改变进而对其行为的影响,所以本文研究相对减持公告日和以减持实际发生日的研究而言,更加注重新信息对市场预期变化的影响,使得减持行为的研究从事后研究转向事前研究,将更好地理解新信息冲击对市场的影响,也能揭示已有的市场环境和制度安排在新信息吸收过程中所发挥的作用特点。对于投资者,可作为投资决策的参考依据,对于市场监管者而言,也能够对制度完善上有所启发。

2 文献综述

本文主要关注于减持预披露制度的影响,国外比较重要的类似制度安排为美国的《144号条例》。美国鉴于1929年证券市场的泡沫引发30年代的经济危机,于1933年颁布的《证券法》(the Securities Act),其中的《144号条例》要求持有上市公司股份的关联方以及从关联方获取证券者在卖出限制性证券时须遵守一系列相关规定,包括充分披露限制性证券发行方最新信息、对证券的持有锁定期、交易量限制、出售股票前提交144表给SEC报备等。Steinberg和Kempler(1988)对《144号条例》进行了详细的剖析,探讨了实施中的问题和有效性。其中与我们的减持預告相近的是(c):定期发布财务报表的证券发行方必须保持最新信息的公开或者非定期发布财务报表的发行方必须进行公开;与(h):出售限制性证券前必须提交144表给SEC报备。该条例公布后,一些美国学者也对相关影响进行了研究。Osborne(1982)通过对受《144条例》影响的实际交易数据分析发现,交易量的限制并未对投资

者回报产生不良影响, 表明该条例并未对市场主体行为产生特别的影响。所以就目前的研究文献来看, 由于美国证券市场的较为有效, 故研究者关于《144 条例》中减持披露的讨论及其对市场的影响鲜有涉及。

与美国股票市场相比, 中国股票市场有效性不足, 且减持预披露制度尤其独特性, 再加上该制度刚建立, 对其影响的研究还远未充分展开, 因此有关中国减持预披露制度对股票市场的影响尚不明确。而此前非常有限的关于上市公司大股东减持公告对股价影响的研究也大多集中在创业板, 研究结果一致发现减持公告发布后会引起股价的下跌 (巫舒婷, 2015), 但也有学者对减持公告发布日前后股票累计超额收益的分析发现, 股票累计超额收益率呈现先扬后抑的情况 (张婧昕, 李柱, 2017)。由于目前关于减持预披露制度影响的文章有限, 本文把与减持预披露制度市场效应直接影响的融资融券制度以及机构投资者影响的研究成果进行了文献梳理, 以概要说明已有制度改革研究成果的主要观点。

就融资融券制度影响的研究来说, 存在着不同的观点, 有的研究认为融资融券会增加市场波动率 (Henry 和 McKenzie, 2006, Chang *et al.*, 2007), 降低市场有效性 (Boechmer, *et al.*, 2013); 有的研究认为, 融资融券可以平抑市场或个股的波动 (Bris *et al.*, 2007, 廖士光 and 杨朝军, 2005), Saffi 和 Sigurdsson (2011) 发现卖空限制降低了股价对市场和公司负面信息的吸收速度, 表明是有提升市场效率的作用; 再有的研究则认为, 融资融券对市场稳定性影响不明确 (Battalio 和 Schultz, 2006; 王旻等, 2008)。

就中国股票市场的研究而言, 大多数研究认为融资融券对于市场波动率的影响是明显的, 比如杨德勇和吴琼 (2011) 利用事件研究法检验了融资融券业务开通前后个股的波动性, 结果表明融资融券交易降低了个股波动性。Sharif *et al.* (2013) 也发现融资融券交易机制推出降低了首批试点组个股波动率。肖浩和孔爱国 (2014) 基于双重差分模型实证发现, 融资融券交易降低了标的证券股价特质性波动, 并认为这一影响是通过降低标的证券的噪音交易、提升信息传递速度、降低公司盈余操纵以及降低投资者之间的信息不对称程度来实现。陈海强等 (2015) 发现融资融券制度的推出有效地降低了融

资融券标的个股波动率, 融资交易会降低了股市的波动率, 而融券交易则增加了股市的波动率。因此, 减持预公告影响过程的研究应该考虑到融资融券所带来的影响。

机构投资者对市场影响的研究有较多成果, 如陈灿 (2016) 的研究表明大股东减持是存在内部人信息优势的, 而机构投资者是能利用自身信息优势来尽量降低被减持股票所带来的损失的。国外的一些研究, 如 Bushee 和 Goodman (2007) 的结果也表明机构投资者的信息优势是能够让机构投资者基于公司内幕消息而获得超额收益。在交易方式上, 朱燕建等 (2012) 的实证研究进一步表明, 在机构投资者持股比例较高, 规模较大的股票交易上, 信息拥有者偏向与用大单交易表达信息, 以最大化自身的信息优势所带来的利益。这表明机构投资者可能获得减持预公告的额外信息, 而使得该制度安排的效果受到负面影响。

刘维奇和刘新新 (2014) 实证结果表明机构投资者交易情绪会影响个人投资者情绪, 但个人投资者情绪波动不会引起机构投资者情绪的波动, 表明在中国股票市场机构投资者更倾向于理性决策, 因此交易过程中机构投资者的影响是需要重点关注的。孔东民等 (2015) 的研究表明机构投资者持股比例与信息效率之间存在着密切联系, 机构持股比例的增加以及流动性水平的提高均会促进信息效率。Boehmer 和 Kelley (2009) 通过观察日内交易中可能存在更精明投资者的交易活动, 在考察机构持股与股价的信息效率之间的关系时, 结果发现具有较高机构持股比例的股票其价格更有效率, 表明机构投资者的持股比例会影响到价格变化中新信息含量的状态。Chordia 等 (2008) 发现在成交量较大市场更具流动性时, 更多的私人信息可以被反映在价格中, 从而提升了市场信息效率, 所以市场成交量是一个值得关注的体现信息含量的变量。

在机构投资者对于价格形成过程影响的研究上, An 和 Zhang (2013) 与 Callen 和 Fang (2013) 发现机构投资者显著降低了美国证券市场暴跌风险的程度。高昊宇等 (2017) 关于机构投资者持股数据进行的实证研究, 发现机构投资者的持有量增加会显著降低股票价格暴涨、暴跌的发生, 而且对暴跌现象抑制更为显著, 表明机构投资的持股对于新信息影响价格形成过程具有重要的影响作用。也有

一些结果相反的证据, 认为由于存在羊群效应和短视行为, 机构投资者会加剧了市场波动 (Brown *et al.*, 2013; 史永东和王谨乐, 2014)。陈新春等 (2017) 的研究表明若机构投资者共享信息程度增加, 则会提高股票系统性和特质风险, 并显著加大股票极端下跌和极端上涨的概率, 对于极端下跌市场的影响更大, 表明机构持股比例和多少数量的机构持有某一股票对于该股价形成过程会有显著影响, 尤其是业绩预告信息发布的影响更为明显。这表明机构投资者持股比例是一个在市场价格形成过程中值得关注的因素。

这些研究文献都表明, 对于市场交易过程而言, 融资融券制度和机构投资者的行为都是非常重要的考虑因素, 为此本文也将这两类因素作为最重要的预披露制度影响的环境控制变量以及会产生相互影响的需要重点考察的制度因素。现有研究对不同金融制度间的联系关注不够, 本文将会探讨融资融券制度与减持预披露制度间的影响, 从而为金融供给侧的制度改革提供参考。

3 研究设计、变量选择与数据来源

3.1 研究设计

本文聚焦预公告制度冲击下的市场效应即市场异常收益变量和市场波动率变量与各因素变量之间的关系, 重点考察了融资融券制度以及机构投资者行为的影响。一家公司重要股东的减持预公告的推出对于市场来说是一个大的信息冲击, 因为其中包含了影响公司未来的发展预期的信息, 这种新信息的市场影响一般可以用异常收益率和波动率来定量测度。所以本文采用了事件研究法 (Event Study), 计算减持预公告的上市公司在减持预公告前后的平均异常收益 (AAR) 与平均累积异常收益 (CAAR) 以及价格波动率指标, 然后通过用面板分位数回归方法, 以异常收益率和价格波动率两个指标作为被解释变量来分析该减持预公告的市场效应, 从而说明融资融券制度、机构投资者行为等中国股票市场制度与环境下, 中国股市面对新信息冲击时的特征。

本文将运用常见的市场模型来进行异常收益率的计算, 选取事件窗之前的 120 个交易日 $[-135, -15]$ 作为估计窗口。具体来说, 设 R_{mt} 代表第 t 个交易日的市场收益率, ER_{it} 代表第 i 个股票在第 t 个交易日的预期应有的收益, 可以 T_{-15} 为事件窗之前的第 15 个交易日, T_{-135} 为事件窗之前的第 135 个交易日,

令 $L = T_{-15} - T_{-135}$, L 代表估计窗口区间范围的长度。市场模型定义为:

$$ER_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} \quad t \in [T_{-135}, T_{-15}]$$

在估计窗口区采用个股收益率数据, 用最小二乘法 (OLS) 对以下模型的变量系数进行估算。

$$ER_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t \in [T_{-135}, T_{-15}]$$

假定对模型参数 α_i 、 β_i 估算得到的数值为 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$, 当事件发生之后模型变量系数 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 不发生改变, 采用该模型计算事件窗内 $[T_{-p}, T_p]$ 的个股正常收益率, 其中 T_{-p} 为事件窗之前第 p 个交易日, T_0 为事件当天交易日, T_p 为事件窗之后第 p 个交易日, 即预期收益率为:

$$\hat{ER}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad t \in [T_{-p}, T_p]$$

令 AR_{it} 代表第 i 个股票在第 t 个交易日的异常收益率, R_{it} 代表第 i 个股票第 t 个交易日实际收益率, 异常收益率定义为事件窗口内股票的实际收益率同预期收益率的差值, 计算公式为:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{ER}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad t = 1, \dots, T$$

但个别公司的异常收益并不能代表了事件对所有公司的影响, 为了解决这一问题, 需要对所有股票 (假定样本数量为 n) 异常收益率做横截面的平均处理, 定义平均异常收益率为:

$$AAR_t = \frac{\sum_{i=1}^n AR_{it}}{n} \quad t \in [T_{-p}, T_p]$$

同样也能计算第 i 个股票在事件窗口范围内 $[T_{-p}, T_p]$ 的任意时间长度的累积异常收益 CAR_i :

$$CAR_i = \sum_{t=T_{-p}}^{T_p} AR_{it} \quad T_2 \in [T_{-p}, T_p]$$

与平均异常收益的处理方式一样, 对所有股票 (假定样本数量为 n 个) 做横截面的平均处理, 计算时间窗口期内平均累积超额收益:

$$CAAR_t = \frac{\sum_{i=1}^n CAR_{it}}{n} \quad t \in [T_{-p}, T_p]$$

本文在市场模型中, 根据预公告披露公司所在的市场, 分别用上证综指、深圳成指和创业板指替代公司所对应的市场组合收益率, 在此基础上, 求

样本的平均异常收益率和累计平均异常收益率。

3.2 样本说明与研究方法

研究样本来自于wind金融数据终端, 根据减持预披露的相关制度出台时间, 本文选取样本时间为2016年6月1日至2017年12月31日, 期间有333家公司的742条重要股东的集中竞价方式减持预公告, 但考虑到在相关减持制度因素¹以及规定出台时间不久, 很多披露方式规范性与规定要求有很大的差异, 许多公司在披露公告的减持方式上往往是多种减持方式同时进行或者未确定具体减持方式, 从研究结果的稳健性来说都是有必要剔除, 由此选择了198家公司符合本文研究条件的预公告事件。

由于数据结构是面板数据, 所以本文采用了面板分位数回归方法进行参数估计。面板回归方法在一定程度上可以减少遗漏重要解释变量带来的偏差, 控制不可观测的地区特定效应或时间特定效应。分位数回归可更精确的描述自变量对因变量的变化范围及条件分布形状的影响, 可以度量不同分位点上的相关关系结构。

3.3 变量选择

本文主要是通过通过对异常收益率 (ret) 的影响因素的分析, 发现预公告制度推出的市场影响机制; 通过对预公告冲击中的价格波动率来研究融资融券制度与机构投资者对市场信息吸收的影响, 从而从制度建设角度来说明预公告制度与其他市场制度之间的相互影响带来的市场吸收效率。

根据市场模型计算出各样本的异常收益率 (ret), 同时根据个股收盘价序列计算出个股的20日简单平均波动率 (ror_moving_sd_20) 作为股票波动率指标。其他的解释变量主要包括减持预公告变量、公司属性变量、融资融券变量以及机构投资者相关变量等四个方面, 具体为:

3.3.1 减持预公告相关变量

减持预公告变量主要是减持预公告对象与减持比例, 减持预公告对象分为控股股东、非控股股东, 构建虚拟变量, 以控股股东作为参照变量, `Ishold_2` 表示是否是非控股股东, 取值1为是非控股股东减持, 0为否; `Ishold_3` 表示是否为高管减持, 取值

为1为高管减持, 0为否。计划减持比例 (rat) 是减持预公告中说明的减持股票占总股本的比例。

一般来说, 股东的减持代表了负面信息, 尤其控股股东的减持对市场负面影响较大; 计划减持比例越大一般意味着负面信息强度越大。这意味着这些减持预公告变量在异常收益率的回归中系数应该为负值, 在收益波动率的回归中由于会加大波动率, 因此这些变量的系数应该为正值。

3.3.2 公司属性变量

Roll (1988) 就发现公司层面的信息可以部分解释美国股票市场的股价非同步性, 这表明公司层面的信息对于异常收益率的解释是较为重要的。公司层面的指标主要是从经营维度来设定, 数据来源于减持预公告日期最近的已知公司发布的季报数值, 包括企业经营成果的指标如净资产回报率 (ROE)、净利润增长率 (GROW)、市盈率 (PE); 也包括经营状态的指标如资产负债率 (DAR) 以及总资产自然对数 (LTOTA)。现有的研究成果 (王汉生等, 2010; 罗进辉等, 2017) 都表明中国股票市场上公司的各项财务指标与收益率及收益波动率之间存在着密切联系。

这些财务指标变量代表了公司的经营状况, 如果公司经营处于较好状态的话, 则意味着减持预公告的负面冲击会因此减弱, 所以这些变量在异常收益率的回归中系数应为正值。但是对于波动率来说, 因为一个经营状况好的公司, 却出现减持情形, 容易对市场造成超预期的冲击, 这种情形下, 会加大市场波动率, 因此在波动率的回归中该类变量系数也应该为正值。

3.3.3 市场环境变量

Morck etc(2000)发现因为市场表现状态会影响市场信息的吸收过程, 适应不同市场状态表现对于股价变化存在影响。需要控制市场环境变量影响, 以更好地了解预公告冲击的市场效应。市场环境变量主要是包括了市场回报率、交易价格水平与融资融券影响变量。市场回报率是指市场整体的收益率值, 用市场指数变化率来作为代表, 上海的公司用上证指数收益率变化作为测度, 深圳的用深综指作为测度指标。

在市场环境变量中, 市场回报率越高意味着市场乐观情绪越高涨, 减持预公告的负面冲击影响越小, 这意味着该变量与异常收益率变量的回归系数

¹ 证监会2017年9号文针对的减持预披露主体为上市公司大股东、董高监, 而证监会2016年1号文针对的减持预披露主体为上市公司大股东, 不含董高监, 所以剔除2017年9号文前不满足减持前15个交易日进行披露的样本。

为正值; 因为乐观情绪的高涨与减持预告的负面冲击会产生对冲反应, 所以从理论上来说, 市场回报率变量与波动率之间应该是负向关系。

交易价格水平变量为日成交均价 (price_ave)。引入交易价格水平变量的影响, 是因为早在 1936 年 Fritzemeier 就发现股票市场上存在低价股效应, 即价格水平高低会影响到投资收益率与波动率, 之后的一些研究证实了该现象的存在 (Blume 和 Husic, 1973; Goodman 和 Peavy, 1986; Baker et al., 2009), 罗进辉等 (2017) 也证实了中国股票市场低价股效应的存在, 所以有必要将价格水平变量作为回归中控制变量, 以避免遗漏重要变量对回归结果一致性的影响。低价股效应意味着交易价格水平变量与收益率之间应该是负向关系, 与波动率则是正向关系, 即该变量在异常收益率回归中系数为负值, 在波动率回归中系数为正值。

融资融券制度影响指标用融资额减去融券额的差额, 即融资融券差额变量 (del_rzrq_money) 来代表。融资融券制度对于融资融券是有条件要求的, 也就导致有的股票其融资融券取值为 0。这些变量取 0 值, 并不影响研究过程本身。对于融券价格则以当日的平均成交价格作为计价标准。

3.3.4 机构投资者影响变量

机构投资者的影响选用了基金持有股票占流通盘比例 (ratio) 以及基金持有家数指标, 在中国股票市场上并不是所有的股票都会被机构投资者所持有, 所以没有机构投资者所持有股票的基金持有变量取值为 0; 为了控制该指标分布差异影响, 对基金持有家数进行了标准化处理, 处理方式就是:

$$num_{s_i} = \frac{num_i - num_{min}}{num_{max} - num_{min}}$$

num_{s_i} 公司 i 持有家数变量的标准化后的取值, num_i 为公司 i 基金持有家数, num_{min} 为基金持有家数变量的最小值, num_{max} 为基金持有家数变量的最大值。

就目前的研究结果来看, 机构投资者可以提高市场效率, 较高的机构投资者会降低异常收益率, 同时减低波动率, 所以从理论上来说, 机构投资者变量应与收益率成负向关系, 与波动率也是负向关系。

3.4 数据说明

通过 stata14 计算了 198 家公司的研究区间的样本各变量的描述性统计量具体结果见表 1, 可以看出, 减持预告事件导致异常收益率低于 0 值, 表明减持预告负向冲击明显; 波动率指标表明减持预告对不同公司的影响对不同公司的影响差异还是比较明显的。

3.5 数据分析结果

3.5.1 对减持预告事件冲击的初步测度

根据市场模型估算出个股在事件窗的预期收益, 利用实际收益减去预期收益得到异常收益 (AR), 并作横截面平均处理就获得平均异常收益率 (AAR), 具体结果见图 1 和表 2。数据表明, 平均异常收益率 (AAR) 变量的 P 值在集中竞价减持预告事件日之前的都不显著, 表明集中竞价减持预告市场并无超前反应, 事前信息泄露的情况不存在。从平均异常收益率 (AAR) 来看, T 检验的结果表明在事件日当天显著下降, 异常收益率达到了 -1.424%, 显著性水平达到 1%, 表明证券市场重要股东集中竞价减持预告存在显著负面反应。事件日之后一个交易日的平均异常收益率 (AAR) 也在 5% 水平上显著为负, 在事件日当天降幅达到最大值, 之后 AAR 的降幅逐步收窄, 在时间窗口期始终为负值, 表明减持预告对市场冲击是客观存在的。事件窗内 AAR 的变化情况见图 1。

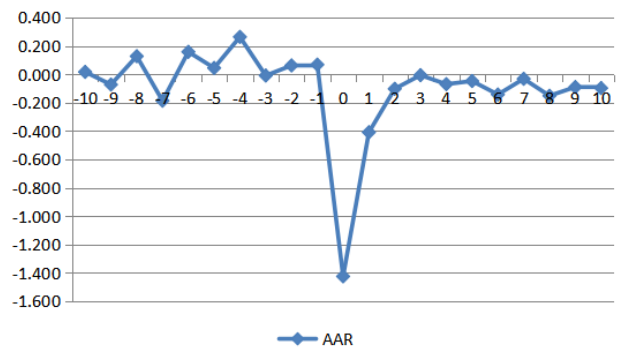


图 1 事件窗的平均异常收益率趋势图 (%)

表 2 事件窗平均异常收益率结果

事件日	AAR (%)	t 值	pvalue
-2	0.062	0.388	0.698
-1	0.068	0.477	0.634
0	-1.424	-8.135	0.000
1	-0.409	-2.387	0.017
2	-0.102	-0.713	0.476

表 1 各变量的描述性统计量

类型	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
异常收益率	ret	9618	-.0048038	2.500616	-10.043	10.0885
20 日平均波动率	ror_moving_sd_20	9618	0.020457	0.008583	0.004622	0.070362
减持预公告相关变量 Steinberg 和 Kemppler(1988)、 陈灿 (2016) 等	rat	9618	0.551724	0.71679	0.000072	3
	_Ishold_2	9618	0.401454	0.490218	0	1
	_Ishold_3	9618	0.561578	0.496219	0	1
	CAR	9618	-1.39149	9.623452	-24.7031	20.27442
	ROE	9618	3.907357	5.030385	-28.5621	24.62302
公司属性变量 Roll (1988)、王汉生等 (2010)、 罗进辉等 (2017) 等	GROW	9618	158.0043	987.6137	-925.305	12455.4
	PE	9618	85.20431	153.3652	-928.379	1378.053
	DAR	9618	38.46038	20.00629	4.498553	94.37695
	LTOTA	9618	12.95569	1.24226	10.55765	18.33685
市场环境变量 Chang <i>et al.</i> ,2007 杨德勇和吴琼 (2011)	market_return	9618	0.018453	0.92496	-5.1063	4.0035
	price_ave	9618	18.92217	16.95984	3.69	48.83
Sharif <i>et al.</i> (2013) 罗进辉等 (2017) 等	del_rzrq_money	9618	0.441237	0.035553	0	1
	num	9618	19.08266	43.47601	0	262
机构投资者影响变量 Bushee 和 Goodman(2007)、 朱燕建等(2012)、An 和 Zhang(2013)、Callen 和 Fang(2013)、Brown <i>et al.</i> 2013 陈新春等 (2017) 等	ratio	9618	1.82866	3.844741	0	22.59

3.5.2 平均累计异常收益计算

为了进一步了解减持预告的累积效应, 计算出重要股东集中竞价减持预告事件窗的平均累积异常收益率 (CAAR), 见图 2 和表 3。在减持预告事件日之前的平均累积异常收益率 (CAAR) 都不显著, 证明市场对重要股东集中竞价减持预告这一事件并无超前反应, 事前信息泄露的情况不存在。从平均累积异常收益率 (CAAR) 来看, T 检验的结果表明在事件日当天显著下降, 达到-0.951%, 在 10%置信水平上是显著的, 表明证券市场对于重要股东集中竞价减持预告存在显著负面反应, 而且在事件日之后一个交易日的 AAR 在 5%的水平上显著为负, 在事件日之后的其余交易日平均累积异常收益率 (CAAR) 均在 1%的水平下显著为负, 说明重要股东集中竞价减持预告对 CAAR 的影响具有持续性。事件日内的 CAAR 的变化情况见图 2。

表 3 事件窗内 CAAR 的是否显著为 0 值的 T 检验结果

事件日	CAAR(%)	t 值	pvalue
-2	0.405	0.861	0.389
-1	0.473	0.954	0.340
0	-0.951	-1.877	0.061
1	-1.360	-2.538	0.011
2	-1.462	-2.662	0.008
3	-1.468	-2.625	0.009
4	-1.538	-2.664	0.008
5	-1.585	-2.680	0.007
6	-1.727	-2.779	0.005
7	-1.759	-2.787	0.005
8	-1.911	-3.019	0.003
9	-2.000	-3.009	0.003
10	-2.097	-3.117	0.002

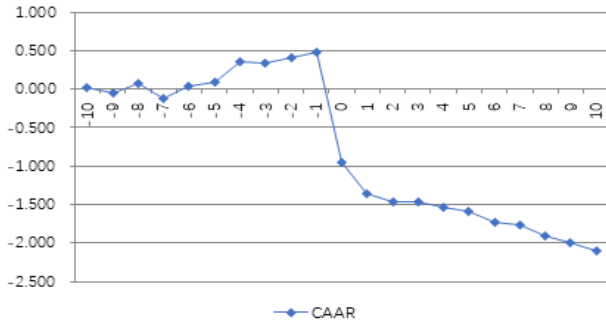


图 2 事件窗平均累计异常收益率趋势图 (%)

由于上文分析, 事件日前平均异常收益率 (AAR) 和累计平均异常收益率 (CAAR) 均不显著, 表明股票市场对重要股东集中竞价减持预告无超前反应, 所以本文重点研究减持预告发布后

的市场效应, 并分析其结果以及对股价的波动特征影响。

3.6 减持预告事件冲击的分析

3.6.1 减持预告异常收益率的影响因素分析

利用面板分位数回归模型, 基于异常收益率的四分位数分别进行了回归, 并以 50%分位数回归作为比较结果。从结果来看, 波动率变量、价格水平变量、融资融券差额变量、市盈率变量和总资产变量等变量在不同分位数下系数或者在符号或者在显著性上存在明显的差异, 且各变量在不同分位数的系数呈现了趋势变化, 表明不同程度的异常收益容易受到市场因素、公司本身因素的非线性的影响。具体回归结果见表 4:

表 4 异常收益率面板分位数回归

VARIABLES	(1) q20	(2) q40	(3) q50	(4) q60	(5) q80
ror_moving_sd_20	-16.84*** (3.737)	-4.547* (2.463)	1.405 (2.975)	8.572*** (2.797)	29.93*** (5.066)
market_return	1.364*** (0.0319)	1.189*** (0.0288)	1.134*** (0.0418)	1.105*** (0.0251)	1.064*** (0.0388)
rat	0.000426 (0.0448)	-0.0564 (0.0399)	-0.0273 (0.0389)	-0.0530 (0.0367)	-0.0964 (0.0586)
_Ishold_2	0.0940 (0.142)	0.0194 (0.124)	-0.142 (0.119)	-0.206** (0.104)	-0.514*** (0.182)
_Ishold_3	-0.0229 (0.165)	-0.0406 (0.137)	-0.189 (0.123)	-0.263** (0.119)	-0.591*** (0.210)
nums	-0.102 (0.154)	0.0139 (0.166)	0.167 (0.145)	0.206 (0.174)	0.0988 (0.279)
ratio	0.00845 (0.00729)	-0.00352 (0.00726)	-0.00476 (0.00535)	-0.00531 (0.00626)	-0.000587 (0.0135)
price_ave	-6.07e-05*** (1.80e-05)	3.33e-06 (1.09e-05)	1.36e-05 (1.26e-05)	3.85e-05*** (1.37e-05)	0.000114*** (2.26e-05)
del_rzrq_money	-5.07e-09*** (1.09e-09)	-3.73e-09*** (9.19e-10)	-3.51e-09*** (1.20e-09)	-3.24e-09** (1.35e-09)	-5.17e-10 (1.58e-09)
CAR	0.00776*** (0.00285)	0.00682*** (0.00211)	0.00867*** (0.00250)	0.00933*** (0.00247)	0.0138*** (0.00339)
ROE	0.00120 (0.00414)	0.00466 (0.00297)	0.00396 (0.00312)	0.00208 (0.00251)	-0.00267 (0.00863)
grow	2.57e-06 (1.87e-05)	-1.15e-06 (1.73e-05)	-1.18e-05 (2.23e-05)	1.71e-05 (3.01e-05)	3.06e-05 (2.30e-05)
PE	3.27e-05 (0.000215)	-0.000115 (0.000119)	-0.000290** (0.000131)	-0.000306** (0.000149)	-0.000406** (0.000179)
DAR	0.000896 (0.00154)	0.000555 (0.00113)	8.37e-05 (0.00130)	-0.00101 (0.00113)	-0.00247 (0.00168)
LTOTA	0.0160 (0.0197)	0.00531 (0.0166)	-0.0123 (0.0244)	0.00951 (0.0253)	0.0947*** (0.0362)
Constant	-1.231*** (0.257)	-0.462* (0.255)	0.147 (0.337)	0.158 (0.341)	-0.0941 (0.600)
Observations	9,618	9,618	9,618	9,618	9,618

Standard errors in parentheses (***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

(1) 减持预告变量

本文是以减持预告对象虚拟变量与减持比例变量作为减持预告的两个主要特征, 从回归结果来看, 减持比例多少对于异常收益率的变化没有显著影响, 而减持预告中非控股股东、高管的减持在异常收益率绝对值较低水平时显著要高于控股股东的减持事件, 但在异常收益率绝对值较高水平时, 不同的减持对象对异常收益率影响没有显著性差异。这一结果显示, 异常收益率的高低与减持预告本身关联性不高, 表明减持预告的公司发展预期的信息含量并不高。从减持比例最高值不过 3%, 平均值只有 0.55%, 所以减持比例变量所包含的公司发展的预期信息极为有限。在异常收益率绝对值较小时, 非控股股东和高管的减持会降低异常收益率, 表明非控股股东和高管的减持具有一定信息含量, 当异常收益率较低时对于市场影响其实较为有限, 只在异常收益率较高时影响是显著的。这一结果与前面的预期相一致。

(2) 公司属性变量

公司属性的各类指标变量如净资产回报率 (ROE)、净利润增长率 (grow)、市盈率 (PE) 以及经营状态的指标如资产负债率 (DAR) 以及总资产自然对数 (LTOTA), 在四个回归中基本上影响不大, 变量系数符号与前面的理论预期一致, 只有市盈率 (PE) 在异常收益率绝对值较小的两个回归中有显著负面影响但系数非常小, 表明市盈率较低的公司表现还是会相对更稳健, 总资产自然对数 (LTOTA) 在异常收益率取值较大的回归中显著也表明大公司的异常收益率表现相对稳健。总体上来看, 基本面对于异常收益率的表现影响很小。

(3) 市场变量

市场交易指标上, 波动率变化影响在不同分位数下并不一致, 而市场回报的影响较为一致。波动率的回归系数在不同分位数下都是显著的, 但是其系数变化是从负值逐渐变为正值。而异常收益率均值为负值, 波动率取值为正值, 这表明在较大异常收益率时, 波动率越大异常收益率会较小, 对于较小异常收益率, 波动率越大异常收益率会越大。显示在减持预告信息冲击越大导致波动率越大会减少异常收益率的绝对值取值, 即市场通过波动率较大的变化快速的吸收信息, 由此对市场异常收益率

水平变化降低; 而在减持预告信息冲击相对较小情况下, 波动率的增加会提升异常收益率的绝对取值, 即市场在信息冲击不大的情况下, 波动率的变化会影响到市场参与者的预期导致异常收益率的绝对取值上升, 降低市场新信息吸收效率。市场收益率的系统都是正值, 只是在异常收益率绝对取值较大时其影响相对较大, 异常收益率绝对取值较小时其影响相对较小, 意味着市场环境对于减持预告的新信息冲击的影响有推波助澜的作用, 新信息冲击越大, 市场环境影响越大。价格水平变量的系数为负值, 与前面的研究结果一致, 大部分的分位数回归结果较为显著, 这一变量与异常收益率的相关关系会和分位数位置有关, 当对于预告对异常收益率影响较大时, 高价格水平的股票会表现更糟糕, 但在预告对异常收益率影响较小时, 高价格股票会更稳健一些, 表明高价股在坏消息糟糕时抗跌能力较差, 坏消息影响不大时抗跌能力较强, 低价格股票反之亦然。

融资融券差额变量所代表的融资融券制度影响, 在四个回归中系数都为负值, 在异常收益率取值较小的前三个回归中是表现显著, 在异常收益率取值较大的回归中不显著。结果表明, 在异常收益率较大时, 融资融券制度可以通过融资额的增长来抵消市场过度向下趋势, 由此可以降低异常收益率的变化, 起到平复市场波动的作用, 可以说融资融券制度在减持预告冲击下起到了其制度安排设计的预期目标。

(4) 机构投资者相关变量

选用了基金持有股票占流通盘比例 (ratio) 以及基金持有家数指标作为机构投资者影响的主要特征变量。从回归结果可以看到, 基金持有股票占流通盘比例 (ratio) 基本上没有显著影响, 说明了基金持股并不能对市场信息冲击起到提高市场信息吸收或者稳定市场的作用, 基金持有家数同样没有显著影响, 说明以基金为代表的机构投资者共识不会对减持预告冲击有任何影响, 这里存在两个可能性, 第一个可能性是减持预告所包含的长期信息不高, 所以机构投资者没有必要就这样的短期冲击信息作出反应, 第二个可能性是机构投资者缺乏信息判断能力, 所以没有作出相应的反应。结合减持预告的减持比例和公司基本面信息影响不显著的

结果, 表明第一种可能性概率较高, 即机构投资者把减持預告看作为短期性冲击信息。结果显示, 基金为代表的机构投资者并不影响异常收益率高, 不论从公司股票基金持有家数还是基金持有股票占流通股比例两个变量来看, 都不显著, 进一步说明了机构投资者只对长期性信息作出反馈, 因此能够起到稳定市场的作用, 持续支持机构投资者发展的政策是有利于市场稳定发展的。结果表明, 机构投资者的投资行为和交易行为并不会对减持預告影响下的异常收益率产生水平影响。

3.6.2 减持預告波动率的影响因素分析

表 5 波动率面板分位数回归

VARIABLES	(1) q20	(2) q40	(3) q50	(4) q60	(5) q80
ret	-2.50e-07 (3.73e-05)	3.09e-05 (3.80e-05)	5.42e-05 (5.25e-05)	8.59e-05 (5.27e-05)	0.000203** (8.21e-05)
market_return	-3.45e-05 (7.73e-05)	-0.000244** (9.49e-05)	-0.000276** (0.000136)	-0.000324*** (0.000115)	-0.000436** (0.000216)
rat	0.00114*** (0.000161)	0.00128*** (0.000134)	0.00132*** (0.000130)	0.000712*** (0.000138)	0.00104*** (0.000270)
_Ishold_2	0.000970 (0.000659)	0.00183*** (0.000553)	0.00199*** (0.000368)	0.00263*** (0.000372)	0.00423*** (0.000708)
_Ishold_3	0.000739 (0.000674)	0.00181*** (0.000582)	0.00202*** (0.000370)	0.00130*** (0.000352)	0.00429*** (0.000817)
nums	0.00543*** (0.000517)	0.00311*** (0.000665)	0.00321*** (0.000705)	0.00447*** (0.00102)	0.00239*** (0.000814)
ratio	-6.40e-05** (2.81e-05)	-6.65e-05** (3.11e-05)	-8.94e-05*** (2.34e-05)	-0.000136*** (5.16e-05)	-7.01e-06 (5.47e-05)
price_ave	3.00e-08 (7.11e-08)	3.58e-07*** (8.76e-08)	3.68e-07*** (7.97e-08)	3.80e-07*** (8.76e-08)	2.39e-07* (1.41e-07)
del_rzrq_money	0.00937*** (0.00234)	0.00872*** (0.00205)	0.0114*** (0.00278)	0.0126*** (0.00302)	0.0144*** (0.00271)
CAR	-5.00e-05*** (1.34e-05)	-6.21e-05*** (1.02e-05)	-4.67e-05*** (8.68e-06)	-5.69e-05*** (7.95e-06)	-0.000106*** (1.27e-05)
ROE	6.58e-05** (2.68e-05)	5.44e-05** (2.17e-05)	3.55e-05 (2.24e-05)	1.13e-06 (1.83e-05)	-2.86e-07 (2.33e-05)
grow	4.28e-07*** (3.39e-08)	6.10e-07*** (1.67e-07)	6.54e-07*** (5.06e-08)	6.36e-07*** (5.86e-08)	2.39e-07*** (4.93e-08)
PE	2.63e-07 (1.35e-06)	2.03e-06*** (6.72e-07)	1.79e-06*** (4.44e-07)	9.41e-07* (5.58e-07)	5.53e-08 (8.23e-07)
DAR	7.16e-05*** (6.12e-06)	0.000112*** (5.76e-06)	0.000133*** (5.76e-06)	0.000143*** (6.40e-06)	0.000126*** (1.07e-05)
LTOTA	-0.00208*** (8.46e-05)	-0.00258*** (8.30e-05)	-0.00290*** (9.19e-05)	-0.00333*** (0.000102)	-0.00352*** (0.000149)
Constant	0.0355*** (0.00140)	0.0428*** (0.00108)	0.0477*** (0.00104)	0.0555*** (0.00131)	0.0615*** (0.00216)
Observations	9,618	9,618	9,618	9,618	9,618

Standard errors in parentheses (***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$

为了进一步了解减持預告对市场运行过程的影响, 利用面板分位数回归模型, 基于波动率的四分位数分别进行了回归, 并以 50%分位数回归作为比较结果。从结果来看, 异常收益率变量、市场收益率变量、价格水平变量、ROE 变量和市盈率变量等变量在不同分位数下系数或者在符号或者在显著性上存在明显的差异, 且各变量在不同分位数的系数呈现了趋势变化, 表明不同程度的异常收益容易受到市场因素、公司本身因素的非线性的影响。具体结果见表 5:

(1) 减持預告变量

本文是以减持預告对象虚拟变量与减持比例变量作为减持預告的两个主要特征, 结果表明, 减持比例多少对于波动率的变化具有显著影响, 而且从其系数取值来看, 不同波动率水平下的影响程度差不多, 且与理论预期结果一致, 即两者存在显著正向关系; 减持預告中非控股股东、高管的减持行为除了在较大波动率水平下, 其他情况都在总体上会增加市场波动率。波动率的高低与减持預告本身关联性较高, 这一结果结合前面异常收益率的回归结果, 可以说明减持預告的市场冲击实际上主要表现为市场短期性影响。

(2) 公司属性变量

在公司基本面的各类指标变量中, 净资产回报率 (ROE) 变量对于波动率较大时期影响较为显著, 但系数极小; 净利润增长率 (grow) 变量尽管显著, 但系数值同样极小; 市盈率 (PE) 变量在大部分的回归中都不显著; 资产负债率 (DAR) 变量尽管显著, 与净利润增长率变量一样系数都是较为小; 这些变量的影响与预期的方向一致, 都是正向关系, 表明经营状况较好的公司股票受到负面冲击, 容易产生超预期影响, 导致之前基本面公告越好的公司, 市场的预期冲击越大; 而总资产自然对数 (LTOTA) 变量则都是负向显著影响, 说明规模较大的上市公司减持預告带来的市场冲击越小。这些结果说明了, 减持預告冲击下市场的表现与基本面信息关联度并不高, 并且大公司的市场影响会相对较小, 说明减持預告对市场的影响仅仅是短期性冲击, 不具有长期影响效应。

(3) 市场变量

市场运行度量指标上, 异常收益率变量只是在波动率较大的情况下, 较大的异常收益率会加大市场波动率, 而市场收益率变量会降低市场波动率, 尤其在市场波动率较大时会有平抑市场波动作用。这一结果与预期的结果大体一致。价格水平变量与波动率关系为正值, 与理论预期也一致, 但是系数值较小, 意味着价格水平对于波动率的影响程度是较小的。

从融资融券差额变量来看, 其四个回归系数都是显著性为正的, 而且在波动率越大的情况下, 系数越大, 说明融资融券制度会起到对市场波动助长

助跌的作用, 这说明融资融券制度会增加波动率但不会影响收益率。这些结果都表明了, 减持預告冲击与市场特征关联度相对较高, 并受到市场运行状态的影响。

(4) 机构投资者相关变量

基金持有股票占流通盘比例 (ratio) 变量在较低波动率情况下时会显著降低市场波动率, 而基金持有家数变量, 则会增加市场波动率, 尤其是在波动率较小时其影响更为明显。机构投资者变量系数结果说明了作为机构投资者影响的主要特征变量主要是在较小波动率时影响较为突出, 而较大波动率时影响不显著, 机构投资者变量的影响与理论预期并不一致, 说明减持預告新信息含量不高, 所以机构投资者并不会因此有过多的市场行为。

4 结论与建议

本文通过运用事件法对减持預告冲击的异常收益率特征以及异常收益率影响因素、窗口期波动率影响因素进行了面板分位数回归分析, 揭示了减持預告披露制度与融资融券制度、机构投资者市场影响之间的关系。具体来说有以下研究结论。

(1) 从减持預告窗口期附近的异常收益率来看, 尽管减持預告的异常收益率显著为负值, 但市场对于减持預告并无超前反应, 说明市场并未出现預告的事前泄露情况, 表明了减持預告市场对市场的冲击是客观的, 减持預告披露制度执行是较为规范的。平均累计异常收益率的特征进一步证实了这一点。

(2) 在减持預告冲击下的异常收益率影响因素的实证结果上, 可以发现, 减持比例变量对于异常收益率变化没有显著影响, 减持預告本身所包含的公司发展预期的信息含量并不高; 基本面变量与异常收益率的相关程度不高, 影响较小; 但是市场变量相对影响较大, 波动率与公司股价水平有一定的影响, 融资融券制度具有平抑减持預告负面冲击的作用, 符合监管层融资融券制度设计安排预期; 机构投资者对于預告的反映较小, 相关变量都不显著。这一结果表明, 减持預告披露制度与促进机构投资者发展的制度安排是相容的。

(3) 在减持預告冲击下波动率影响因素的实证结果上, 可以发现, 从减持預告本身特征对波动率变化的影响看, 减持預告的市场冲击实际上

主要表现为市场短期性影响; 基本面信息变化与波动率变化关联度不高, 且大公司的市场影响较小, 进一步证实了减持预公告是短期性冲击, 与长期性趋势变化无关; 市场运行变量与波动率变化关联度相对较高, 融资融券制度在波动率较大时会助长助跌; 机构投资者仅仅在波动率较小时表现明显, 这些结果一致说明了减持预公告新信息含量的短期性意义高于长期意义。

从以上的研究结论, 监管层推出的减持预披露制度得到规范化执行, 不论是融资融券制度、机构投资者行为与该制度具有相容性, 对于公司股价短期波动有一定的平抑作用, 表明制度安排基本达到了政策目标; 由于实证结果表明了减持预公告行为本身仅仅具有短期市场冲击影响, 其中可能并不包含长期发展预期的新信息。结果表明, 减持预披露制度会与融资融券制度以及促进机构投资者发展的制度安排之间产生相互作用, 其影响特征与市场信息吸收过程相关, 总体上这些制度安排是相容的, 是能够促进金融市场效率的制度供给安排。

致谢

感谢晏承明同学在数据收集整理、文献梳理方面给予的支持。

参考文献

- [1] 陈灿. 大股东减持与机构投资者交易行为研究[J]. 金融经济研究,2016,31(04):92-100.
- [2] 陈海强,范云菲. 融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J]. 金融研究,2015(06):159-172.
- [3] 陈新春,刘阳,罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗?——基金信息网络与极端市场风险[J]. 金融研究,2017(07):140-155.
- [4] 高昊宇,杨晓光,叶彦艺. 机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用:基于中国市场的实证[J]. 金融研究,2017(02):163-178.
- [5] 孔东民,孔高文,刘莎莎. 机构投资者、流动性与信息效率[J]. 管理科学学报,2015,18(03):1-15
- [6] 刘维奇,刘新新. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场的研究[J]. 管理科学学报,2014,17(03):70-87.
- [7] 廖士光,杨朝军. 卖空交易机制对股价的影响——来自

- 台湾股市的经验证据[J]. 金融研究,2005(10):131-140.
- [8] 罗进辉, 向元高, 金思静, 中国资本市场低价股的溢价之谜[J]. 金融研究,2017(1):191-206.
- [9] 史永东,王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗?[J]. 经济研究, 2014,49 (12) : 100-112
- [10] 王汉生 张瀚宇 何天英 郭露茜, 上市公司财务参数与其股价波动性关系探究, 《证券市场导报》2010 (2) 74-77
- [11] 王旻,廖士光,吴淑琨. 融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示[J]. 财经研究,2008(10):99-109.
- [12] 肖浩,孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验[J]. 管理世界,2014(08):30-43+187-188.
- [13] 杨德勇,吴琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J].中央财经大学学报,2011(05):28-34.
- [14] 张婧昕, 李柱, 上市公司高管减持的市场反应研究[J]. 经贸实践, 2017年7月。
- [15] 朱燕建,蒋岳祥,李奥. 信息拥有者的交易单选择策略与监管的执法强度[J]. 金融研究,2012(06):154-166
- [16] Brown NC, KD Wei, R Wermers. Analyst Recommendations, Mutual Fund Herding, and Overreaction in Stock Prices.[J]. Management Science, 2013, 60 (1): 1-20.
- [17] Heng An, Ting Zhang. Stock Price Synchronicity, Crash Risk and Institutional Investors.[J]. Journal of Corporate Finance, 2013(1): 1-15.
- [18] Jeffrey L. Callen, Xiaohua Fang. Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring versus Short-termism?[J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(8): 3047-3063.
- [19] Tarun Chordia, Richard Roll, Avaniidhar Subrahmanyam. Liquidity and Market Efficiency. [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(2):249-268.
- [20] Boehmer E, Kelley E K. Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices.[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(9): 3563-3594.
- [21] Bushee, B. J., T. H. Goodman. Which Institutional Investors Trade Based on Private Information about Earnings and Returns?. [J]. Journal of Accounting Research, Vol.2007(45): 289-321.

- [22] Ólan T. Henry, M Mckenzie. The Impact of Short Selling on the Price-volume Relationship: Evidence from Hong Kong. [J]. *Journal of Business*, 2006, 79(2):671-692.
- [23] Chang E, Cheng J, Yu Y. Short Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market. [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5):2097-2112.
- [24] E Boehmer, CM Jones, X Zhang. Shackling Short Sellers: The 2008 Shorting Ban. [J]. *Review of Financial Studies*. 2013, 26 (6) :1363-1400.
- [25] A Bris, WN Goetzmann, N Zhu. Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World. [J]. *Journal of Finance*. 2007, 62(3):1029-1079.
- [26] Saffi P. A. C. and Sigurdsson K. Price Efficiency and Short Selling. [J]. *Review of Financial Studies*. Vol.2011, 24(3) 821-852.
- [27] R Battalio, P Schultz. Options and the Bubble. [J]. *Journal of Finance*. 2006, 61(5):2071-2102.
- [28] Baker, M. ,R. Greenwood and J. Wurgler. 2009. "Catering Through Nominal Share Prices", *Journal of Finance*, 64,(6): 2559~2590.
- [29] Blume, M. E. ,and F. Husic. 1973. "Price, Beta and Exchange Listing" *Journal of Finance*, 28(2): 283~299.
- [30] Goodman, D. A. ,and J. Peavy. 1986. "The Low Price Effect: Relationship with Other Stock Market Anomalies". *Review of Business and Economics Research*, 22(1):18~37
- [31] Fritzsche L. H. 1936. "Relative Price Fluctuations of Industrial Stocks in Different Price Groups". *The Journal of Business of the University of Chicago*, 9(2) : 133~154.
- [32] 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.
- [33] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Liquidity and market efficiency [J] . *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2) : 249-268.
- [34] Roll R. R^2 [J] . *The Journal of Finance*, 1988, 43(3) : 541-566.

收稿日期: 2020年7月1日

出刊日期: 2020年8月3日

引用本文: 余宇新, 李煜鑫, 陈江卓, 减持预披露制度市场效应的研究[J]. *国际金融进展*, 2020, 2(2):12-24
DOI: 10.12208/j.aif.20200003

检索信息: 中国知网、万方数据、Google Scholar

版权声明: ©2020 作者与开放获取期刊研究中心(OAJRC)所有。本文章按照知识共享署名许可条款发表。<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



OPEN ACCESS