

机构投资者、流动性与信息效率^①

孔东民¹, 孔高文², 刘莎莎³

(1. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074; 2. 暨南大学管理学院, 广州 510632;
3. 北京大学光华管理学院, 北京 100871)

摘要: 首次考察了机构持股、流动性以及二者的交互项对信息效率的影响。研究发现, 基于 3 种不同的信息效率测度, 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。进一步, 通过引入机构持股与流动性的交互作用, 发现中国证券市场一个有趣的现象: 随着流动性水平提高, 机构投资者持股比例的增加会在一定程度上减弱信息效率。这可能是因为伴随着高的交易量, 机构投资者利用私有信息增持股份的信息被更多的投资者获取并加以模仿, 导致股价有偏(如羊群行为)且所承载的私有信息减少, 从而减弱了信息效率。

关键词: 机构投资者; 流动性; 信息效率

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2015)03-0001-15

0 引言

机构投资者在资本市场中扮演着越来越重要的角色, 其持股份额和交易量在全球范围内都持续增长^②。一般而言, 机构投资者被看作套利者或者精明的投资者, 其交易行为可以促使价格回复内在价值, 这是因为机构投资者对各种信息有着更有优势的处理和利用能力, 可以促使资产价格在融合市场信息方面更为迅捷, 从而可以提升资产的信息效率。

例如, Chordia 等^[1]发现价格大体上在 30 min 内完成对于新信息的调整。他们把这种迅速的调整归因于“精明投资者”的活动, 这类投资者可能是做市商或者套利者, 他们能够通过交易活动来引致价格的变动。最近, Boehmer 和 Kelley^[2]通过观察日内交易中可能存在的精明投资者的交易活动, 证实了上述文章的正确性与价值, 并进一步研

究了机构持股与股价的信息效率之间的关系, 结果发现具有较高机构持股比例的股票其价格更有效率。

与此同时, 作为资本市场质量测度重要指标之一的流动性也会影响信息效率。这是因为较低的流动性意味着更高的潜在交易成本, 存在这种成本, 更加难以套利交易, 从而降低信息效率。最近, Chordia 等^[3]深入研究了流动性与市场效率之间的关系, 发现在更具流动性的情况下, 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。由于机构投资者通常进行大额交易, 往往更加偏好于持有流动性较高的股票, 那么对于不同的流动性水平而言, 可能也会在边际上进一步影响机构投资者与信息效率之间的关系。

因此, 在我国资本市场中, 随着个人投资者逐渐被机构投资者取代, 机构投资者的持股与交易活动将怎样影响市场信息效率呢? 流动性在其中

① 收稿日期: 2012-07-20; 修订日期: 2012-11-12.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71173078; 71372130).

作者简介: 孔东民(1978—), 男, 山东泰安人, 博士, 副教授, 博士生导师. Email: kongdm@hust.edu.cn

② 在美国, 整个资本市场基本上由机构投资者所主导, 纽约证券交易所(NYSE)市场交易总量中机构交易所占的比重在 2002 年就达到了 96%。中国资本市场自 2001 年开始超常规发展机构投资者以来, 机构投资者的数量及在资本市场中的比重都迅速增加, 越来越多的家庭和个人都开始通过专业投资机构进行代理投资从而参与股市。据统计, 截至到 2010 年末我国上市的基金规模已经达到了 2.4 万亿元人民币, 其中大量的资金被直接投资在股票市场; 同时, 其他机构投资者的规模也在不断扩大。

又扮演了什么角色呢?这两个重要因素在边际上将会如何影响信息效率(即流动性与机构投资者对于信息效率的交互效应)呢?学术界依然缺乏明晰严谨的答案,而本文正是试图较为深入地探讨这一问题。

本文考察了在2003年到2009年期间,机构持股对沪深两市个股信息效率的影响,并从3个不同的角度来衡量信息效率。第1,构建方差比指标。在随机游走的假设下,利用个股复权价构建方差比指标,机构持股比例较高的股票其股价更贴近于其基本价值,因而更接近于随机游走,表明信息能以更快的速度反映在股价变动之中;第2,构建同步性指标。股价波动同步性与公司特质信息含量紧密相关,较高的同步性水平意味着公司特质信息较少被纳入到股票价格之中,使得公司之间的个性化差异较小,也就意味着较低的信息效率;第3,投资者既可以出于分散风险的目的进行交易,也可以基于私有信息进行投机交易,通过构建私有信息测度指标,来考察个股交易中基于私有信息交易的程度。信息效率的提高有助于投资者做出更优的投融资决策,因此本文对于实体经济也有着重要意义。

与以往的研究相比,本文的特点主要表现在:1)从方差比指标、股价波动同步性指标以及私有信息测度指标这3个方面来衡量信息效率;2)在分别考察机构持股与流动性对信息效率的影响后,引入了交叉项,从而进一步研究了机构持股与流动性水平对信息效率的交互影响。

1 文献回顾与研究假说

以往国外的研究大都认为机构投资者能够获得特质信息,因此他们的交易预示着未来的超额收益。Nofsinger和Sias^[4]证明了机构持股的变化与同时期的回报存在着显著的正相关关系,即机构持股比重增加,该股票随后的回报就增高,而且机构投资者倾向于买入(卖出)最近表现较好(较差)的股票。Wermers^[5]分析了从1975年到1994年的共同基金业的交易活动,结果表明共同基金所表现出来的羊群效应加速了股价调整的过程。而部分学者却认为机构投资者的交易活动能够缓和股票的异常回报,例如盈余公告漂移现象^[6],

还能加速价格对于新增信息的调整^[7]。然而有关机构投资者与信息效率的研究并不多见,Lo和MacKinlay^[8],Boehmer和Kelley^[2]通过研究发现机构持股比例较高的股票,其价格更有效率。

随着机构投资者在我国资本市场的发展壮大,国内学者从机构投资者的行为特征^[9-10]、与盈余管理程度的关系^[11-12]、对市场有效性的影响^[13]等多方面对其进行了研究,其中,针对机构投资者对于市场效率的影响一直存在着争议。杨华蔚和韩立岩^[14],陆静等^[15]指出,投资者的异质信念偏差影响股票价格,并表现出了一定的非理性特征^[16]。蔡庆丰和宋友勇^[17]通过研究发现,无论是熊市还是牛市,国内基金均降低了市场的定价效率。机构投资者的“超常规发展”并没有使市场更为理性。张亦春和李鹏^[18]分析了投资者和投资经理之间的委托代理结构以及由此引发的道德风险、羊群行为和有限套利对提高市场信息效率的制约机制和消极影响,并对机构投资者实现市场有效性的3个减弱的假设提出了质疑。而其他学者大多认为机构投资者能够促进市场效率。侯宇和叶冬艳^[19]考察了机构投资者交易对股价中公司特有信息含量的影响,实证结果显示机构投资者交易确实增加了股价中的公司特有信息含量,从而提高了市场的效率。

那么,就我国的证券市场而言,机构投资者的参与将怎样影响信息效率呢?对此,本文提出了竞争性假说1。

假说1A 机构持股增加会促进信息效率。

假说1B 机构持股增加会降低信息效率。

流动性的大小反映了市场以合理价格迅速交易资产的能力,是市场生命力的体现,国外学者对股市流动性尤其是有关流动性溢价和流动性风险已经做了大量研究。Amihud和Mendelson^[20]通过理论论证和实证证据证明了存在流动性溢价,也就是说投资者在交易非流动性资产时往往会要求有流动性补偿。Acharya和Pedersen^[21]建立了经流动性调整的资本资产定价模型,认为证券的必要回报率取决于其预期的流动性,以及其自身的回报和流动性相对于市场的回报和流动性的协方差,并发现流动性风险可以通过多种渠道影响资产定价。

此外,部分文献探讨了流动性与效率的关系,

其中基于日度交易数据已经有足够的证据证明市场是有效的,而由于投资者需要时间来对新信息进行吸收并做出反应,因此在更短时间(例如5 min或者30 min)内流动性对效率的影响引起了学者的关注^③。Chordia等^[3]利用每5 min的股票交易数据,通过方差比检验,认为最小价格变动单位的降低(流动性增加)会导致买卖价差的缩小,这种流动性的增加刺激了套利行为从而增加了市场效率。

国内学者关于股市流动性的研究并不多见,且大多是考察其与股票收益或与股票风险的关系。例如:苏冬蔚和麦元勋^[22]认为我国股市存在显著的流动性溢价,换手率低、交易成本高且流动性小的资产具有较高的预期收益,产生流动性溢价的原因是交易成本而不是交易频率。李一红和吴世农^[23]根据股票市场流动性溢价理论,认为我国股票市场的流动性与预期收益的关系受流动性度量、市场态势、政策或重大事件和估计的数据构造的影响。仅有少量学者研究了流动性对效率的影响。韩立岩和蔡红艳^[24]研究了金融市场关系与资本市场效率的关系,发现股市流动性与资本配置效率显著负相关。

尽管少有学者研究流动性与信息效率,但通过分析可知二者存在这样一种关系:如果持续的不对称订单将造成价格相对于其基本价值的暂时性偏离,而投资者可以正确分析这种不对称性所涵盖的信息,并据此进行套利交易,将会使股价回归其基本价值。因此,流动性越高,投资者越有可能进行套利交易,使得信息更快地融入到股价中,加速其向基本价值的趋同。因此,本文提出假说2。

假说2 流动性增加会促进信息效率。

杜海涛^[25]发现个人投资者对流动性的要求较低,而机构投资者则异常关注流动性的风险问题,因为在封闭式基金分红、开放式基金面临巨额赎回时都会遇到资产变现的问题。正如前文中所提到的,流动性的高低也会影响信息效率。本文将在控制流动性水平的基础上进一步考察机构持股对信息效率的影响。借鉴Boehmer和Kelley^[2]的思

路,并结合中国资本市场的相关数据,在模型中同时加入机构持股比例与流动性指标,以及二者的交叉项作为解释变量,以此来进一步研究机构投资者、流动性对信息效率的影响。由于不能判断机构持股对信息效率的影响,因此提出了竞争性假说3。

假说3A 随着流动性水平的提高,机构持股增加会促进信息效率。

假说3B 随着流动性水平的提高,机构持股增加会降低信息效率。

2 数据来源与变量说明

2.1 数据来源

本文选取沪深A股上市公司为研究样本,由于我国机构投资者进入股市的时间较晚,且在2003年以后才逐渐形成一定的影响力,因此本文的样本时间跨度为2003年至2009年,其中机构持股比例数据来自于Wind数据库,其他数据均来自于CCER数据库。在选择股票样本时,剔除了金融类上市公司,同时,为消除异常样本对研究结论的影响,利用Winsorized方法对1%和99%的异常值进行了处理。

2.2 变量说明

2.2.1 信息效率(info_effi)

1) 方差比(variance ratio) 方差比的检验方法是Lo和MacKinlay^[8]提出的,其基本思想如下:随机游走过程的重要性质是其增量的方差为样本间隔的线性函数,也就是说,一个时间序列具有相等的时间间隔,如果该序列遵循随机游走过程,则其 q 阶差分($q>1$)的方差将是其一阶差分方差的 q 倍,用数学表达式可表示为

$$\text{Var}(P_t - P_{t-q}) = q [\text{Var}(P_t - P_{t-1})]$$

那么方差比可定义为

$$VR(q) = \frac{\text{Var}(P_t - P_{t-q})}{q [\text{Var}(P_t - P_{t-1})]}$$

在随机游走的原假设下,所有滞后项的方差比 $VR(q)$ 应该等于1。方差比显著大于1表明存在

③ Bessembinder (2003) 评估了在使用更小以“美分”为报价单位制度之后,纽约证券交易所和纳斯达克股票市场上交易执行成本和市场品质的变化情况。

正的序列相关关系,反之当方差比小于 1 表明存在负的序列相关关系.由于无论是正的还是负的自校正现象都违反了随机游走,因此可以利用 $|VR(q) - 1|$ 作为相对效率的测度,该值越低,则相对效率越高.

本文利用股票每半年内的日度复权价计算出了方差比值,并将其与数值 1 作差并取绝对值,从而得到了最终的方差比指标,其具体计算公式为

$$VR(q) = \left| \frac{\text{Var}(q)}{q\text{Var}(1)} - 1 \right| \quad (1)$$

其中: q 的取值分别为 6, 12; $\text{Var}(1)$ 为日度复权价的方差; $\text{Var}(q)$ 为个股每半年内每 q 天的方差.

2) 股价波动同步性 (R^2) 股价波动的同步性也可以作为股票信息效率的测度,原因有二: 1) 股价波动同步性与公司特质信息含量紧密相关,较高的同步性水平意味着公司特质信息较少被纳入到股票价格之中,也就意味着较低的信息效率; 2) R^2 反映了个股与市场同涨共跌的程度,同步性越高使得公司之间的个性化差异越小,也就削弱了股票价格对公司价值的反馈功能,阻碍了公司信号的传递,从而预示着较低的市场信息效率.

根据 French 和 Roll^[26] 以及 Roll^[27] 的研究,以日频交易数据为基础,通过以下资产定价模型的拟合系数(即 R^2) 来衡量股票价格的同步性

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{\text{Mkt},t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中: $r_{i,t}$ 表示第 i 只股票第 t 天的日收益率; $r_{\text{Mkt},t}$ 表示第 t 天以流通市值加权的市场收益率.结合上述分析,可判断, R^2 越大表明股价波动的同步性越强,与大盘同涨共跌的程度越高,股价中所包含的特质信息也就越少,因此所反映的信息效率也就越低.

3) 私有信息测度 考虑到张永任和李晓渝^[28]、林忠国等^[29] 提出中国股市的股价同步性与信息含量并非线性,较低的 R^2 可能由噪声导致.为了衡量信息效率,本文还用到了 Llorente 等^[30] 所提到的测度指标,他们认为信息交易的程度不同将会导致交易量和相关的回报率之间出现差异,从而构建了如下回归模型

$$\text{Return}_{i,t+1} = C0_i + C1_i \text{Return}_{i,t} + C2_i V_{i,t} \text{Return}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: $\text{Return}_{i,t+1}$ 表示股票回报率; $V_{i,t}$ 表示股票换手率.为了使 $V_{i,t}$ 的取值更趋近于正态分布,将换手率的值加 0.000 002 55 再取对数,即 $\ln \text{Turnover}_t = \ln(\text{Turnover}_t + 0.000 002 55)$.此外,为了去除趋势化效应,将上式得到的结果与之前 200 天均值作差,得到最终的值,即

$$V_t = \ln \text{Turnover}_t - \frac{1}{200} \sum_{s=-200}^{-1} \ln \text{Turnover}_{t+s}$$

在该模型中,投资者既可以出于分散风险的目的进行交易,也可以基于私有信息进行投机交易.若分散风险的交易处于优势地位,伴随着高交易量而出现的回报率会随后发生反转;相反地,若投机交易显著,伴随着高交易量而出现的回报率在随后不太可能发生反转.交叉项的回归系数 $C2_i$ 表示股票要么是分散风险的交易处于支配地位(系数 $C2_i$ 将显著为负),要么是基于私有信息的投机交易处于支配地位(系数 $C2_i$ 将显著为正).当两种交易行为都不处于支配地位时, $C2_i$ 不显著异于 0.

由于个股的交易及其回报不仅与公司特质因素有关(这是考察的关键因素),同时还会受到整个市场范围内因素的影响,为了排除市场的干扰,通过两种途径分别剔除了模型(3)中 $\text{Return}_{i,t+1}$ 和 $V_{i,t}$ 中市场因素的影响,进而得到了最终的私有信息测度指标 $LMSW_{\text{Res}}$ 和 $LMSW_{\text{Dir}}$.具体计算方法如下.

$LMSW_{\text{Res}}$: 将个股回报率与市场回报率(基于流通市值的加权平均值)做回归,得到残差 ResReturn_i ; 类似地,将个股换手率与市场换手率(基于流通市值的加权平均值)做回归,得到残差 ResTo_i .接下来把计算得出的残差代入到式(4)中,其中交叉项的系数 $C2$ 即为需要的私有信息测度指标 $LMSW_{\text{Res}}$

$$\text{ResReturn}_{i,t+1} = C0_i + C1_i \text{ResReturn}_{i,t} + C2_i \text{ResTo}_{i,t} \text{ResReturn}_{i,t} + e_{i,t+1} \quad (4)$$

$LMSW_{\text{Dir}}$: 将个股回报率与市场回报率(基于流通市值的加权平均值)做差,得到差值

$DifReturn$; 类似地,将个股换手率与市场换手率(基于流通市值的加权平均值)做差,得到差值 $DifTo$ 。接下来把计算得出的差值代入到式(5)中,其中交叉项的系数 $C2$ 即为需要的私有信息测度指标 $LMSW_{Dif}$

$$DifReturn_{i,t+1} = C0_i + C1_i DifReturn_{i,t} + C2_i DifTo_{i,t} DifReturn_{i,t} + e_{i,t+1} \quad (5)$$

若基于私有信息的投机交易处于支配地位,则意味着更多的私有信息被投资者获取,并通过交易使其在股票价格上得以体现,进而促进了信息的传递和扩散,增加了市场中的信息效率。因此,私有信息测度指标值($LMSW_{Res}$ 和 $LMSW_{Dif}$)与信息效率存在着正相关关系,其值越大则意味着信息效率越高。

2.2.2 流动性衡量指标的计算(换手率, Amivest)

1) 换手率 国内外学者对流动性指标的选择一直存在着争议,本文在借鉴前人研究的基础上,选取被广泛认可的换手率作为流动性衡量指标之一。换手率也称周转率,指在一定时间内市场中股票转手买卖的频率,是反映股票流动性强弱的指标之一,即

$$Turnover_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{DOLVOL_{i,t,d}}{DTMV_{i,t,d}} \quad (6)$$

式中: $DOLVOL_{i,t,d}$ 和 $DTMV_{i,t,d}$ 是证券*i*在第*t*个半年度内第*d*日的成交金额和流通市值; $D_{i,t}$ 为证券*i*在第*t*个半年度的交易天数。本文使用根据式(6)计算出来的个股换手率值作为流动性的代理变量。

2) Amivest 测度 它是成交金额与非零的绝对回报比值的平均数。流动性越强的证券,伴随着大额成交量的仅仅是小额的价格变化。Cooper等^[31],Amihud等^[32]以及Berkman和Eleswarapu^[33]都曾经使用该测度来度量流动性,其计算公式如下

$$Amivest_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{DOLVOL_{i,t,d}}{|R_{i,t,d}|} \times 10^{-6} \quad (7)$$

式中: $R_{i,t,d}$ 和 $DOLVOL_{i,t,d}$ 分别是证券*i*在第*t*个半年度内第*d*日的日回报和成交金额; $D_{i,t}$ 为证券*i*在第*t*个半年度的交易天数。因Amivest测度的样本分布常出现极端值,Cooper等^[31]和Amihud

等^[32]都使用Amivest测度的对数形式。本文以日度频率计算样本个股的Amivest测度,并取其对数形式作为其流动性的代理变量。

2.2.3 机构持股比例变量(Insti)

机构持股比例是指机构投资者持有的股票数量占公司发行的流通股数量的比例。这里的机构投资者指的是基金公司,一方面是因为基金公司是我国机构投资者的主体,另一方面是由于数据来源存在着局限性,其他机构投资者的持股数据难以获取。因此,依据Wind数据库的机构持股比例数据,若一只股票被多个基金公司持有,则将其持有比例累加,以此作为机构持股比例变量。

2.2.4 控制变量

1) 公司规模($LnMV$) 公司的规模越大,其信息披露体制也相对更健全,并且由于受到外界广泛的关注,导致大公司的信息流通渠道更为顺畅。本文取股票总市值的自然对数值来衡量公司规模。

2) 股票价格($LnPrice$) 股票价格涵盖了丰富的信息,是投资者买卖股票的依据。不同信息的发布会推动股价朝不同的方向变动,直到信息融入到股价当中。本文使用股票收盘价的自然对数值作为股票价格的代理变量。

3) 账面市值比(BM) BM 为股票的账面市值比,用*t*-1期期末每股净资产与*t*-1期期末每股收盘价的比值来衡量,其中每股净资产是指股东权益与总股数的比率:每股净资产=股东权益/总股数。

2.3 描述性统计

表1的A组报告了文中相关变量的描述性统计。 $VR6$ 的最小值趋近于0,表明样本中部分股票价格走势基本服从随机游走,它与最大值相差甚多,说明股价所反映的信息效率在个股之间存在明显差异; $VR12$ 的统计特征与 $VR6$ 有一定的相似性,但是二者也存在差异,表现为 $VR12$ 的均值与标准差均大于 $VR6$,因此为稳妥起见,同时选取这两个指标作为方差比的测度; R^2 为基于资产定价回归方程(2)得到的拟合系数,因此其值必定

介于0和1之间,均值0.4053意味着平均而言个股回报率与市场回报率拟合良好,但同样也可发现个股之间差异明显; $LMSW_{Res}$ 与 $LMSW_{Dif}$ 的均值为负,这表示在我国证券市场上,基于分散风险的交易处于主体地位;机构持股比例变量 $Insti$ 是基于基金披露的中报和年报数据通过累加得出的个股被机构持有比例总额,其值介于0和1之间,其均值为0.0729,说明到目前为止,个股被机构持有的比例较低;个股换手率 $Turnover$ 的值为5.62%,该值远远大于其他发达证券市场的换手率值,说明在我国证券市场上存在大量投机交易,其体制建设仍需进一步完善; $Amivest$ 是成交金额与非零的绝对回报比值的平均数的自然对数值,其均值为6.4268,标准差为1.3203,个股之间差异较大。

表1的B组则报告了主要变量的相关系数。可以看到,机构持股水平($Inst$)与方差比率($VR6$, $VR12$)、 R^2 负相关,且是高度显著,即机构持股水平越高,用该测度度量的信息效率也越高。机构持股水平($Inst$)与 $LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$ 测度的信息效率正相关,意味着机构持股水平较高的股票,其基

于私有信息的投机交易越发处于支配地位,其股价信息效率更高。考虑到相关系数属于单变量回归,并没有控制其他变量对信息效率影响,随后的检验中,将进一步通过回归分析考察,以得到变量之间更为稳健的关系。

此外,表1的B组显示,本文的控制变量股票流动市值($LnMV$)、股价($LnPrice$)与自变量机构持股水平($Inst$)、流动性测度 $Amivest$ 之间同样表现出了一定的相关性。鉴于此,在后面的回归分析中分别计算了每项回归中各解释变量的方差膨胀因子(VIF)以及方差膨胀因子平均值($Mean VIF$),以检验解释变量之间是否存在严重的多重共线性。根据经验判断方法:当 $0 < VIF < 10$,不存在多重共线性;当 $10 \leq VIF < 100$,存在较强的多重共线性;当 $VIF \geq 100$,存在严重多重共线性。结果发现,所有的解释变量的方差膨胀因子均小于10,这意味着解释变量之间不存在明显的多重共线性。考虑到所有回归的每一个自变量都有独立的 VIF 值,为了避免累赘,没有单独在各个回归中报告方差膨胀因子。

表1 相关变量的基本统计

Table 1 Summary description of variables

| 变量 | $VR6$ | $VR12$ | R^2 | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ | $Insti$ | $Turnover$ | $Amivest$ | $LnMV$ | $LnPrice$ | BM |
|--------------|------------|------------|------------|--------------|--------------|------------|------------|------------|------------|------------|----------|
| A组: 描述性统计 | | | | | | | | | | | |
| 观测值 | 19 215 | 19 215 | 19 215 | 19 215 | 19 215 | 19 213 | 19 215 | 19 215 | 17 580 | 17 580 | 17 580 |
| 平均值 | 0.252 2 | 0.298 9 | 0.405 3 | -3.349 1 | -2.549 8 | 0.072 9 | 0.056 2 | 6.428 6 | 21.505 4 | 1.961 4 | 0.423 6 |
| 标准差 | 0.268 9 | 0.322 4 | 0.165 | 9.439 1 | 7.776 7 | 0.138 2 | 0.045 9 | 1.320 3 | 1.030 8 | 0.658 1 | 0.269 5 |
| 最小值 | 0 | 0 | 0.024 | -43.729 1 | -30.497 9 | 0 | 0.000 5 | 2.083 5 | 14.433 5 | -0.127 8 | -0.344 2 |
| 最大值 | 4.965 3 | 6.497 2 | 0.760 3 | 23.589 5 | 20.185 9 | 0.990 6 | 0.937 9 | 10.692 7 | 28.231 5 | 5.520 4 | 1.231 7 |
| B组: 相关系数 | | | | | | | | | | | |
| $VR12$ | 0.069*** | | | | | | | | | | |
| R^2 | -0.002 | -0.0217*** | | | | | | | | | |
| $LMSW_{Res}$ | 0.0001 | -0.0137* | -0.0562*** | | | | | | | | |
| $LMSW_{Dif}$ | -0.006 | -0.0140* | -0.0884*** | 0.8080*** | | | | | | | |
| $Insti$ | -0.0172** | -0.0286*** | -0.0439*** | 0.0598*** | 0.0702*** | | | | | | |
| $Turnover$ | 0.0130* | -0.004 | -0.0779*** | 0.1891*** | 0.1433*** | -0.0760*** | | | | | |
| $Amivest$ | -0.0226*** | -0.0463*** | 0.1126*** | 0.1735*** | 0.1535*** | 0.3698*** | 0.4702*** | | | | |
| $LnMV$ | -0.0172** | -0.0426*** | 0.2266*** | 0.01 | 0.0370*** | 0.4935*** | -0.1252*** | 0.6387*** | | | |
| $LnPrice$ | 0.008 | -0.0205*** | 0.1199*** | 0.0430*** | 0.0664*** | 0.4780*** | -0.0480*** | 0.3274*** | 0.5651*** | | |
| BM | -0.0475*** | -0.0214*** | 0.1981*** | -0.003 | -0.0397*** | -0.1411*** | -0.0229*** | -0.0200*** | -0.1595*** | -0.4432*** | 1.000 |

注:***, **和* 分别表示相关系数在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

3 实证结果分析

基于上述衡量指标的构建,提出实证模型来分别检验 3 个假说。

3.1 机构投资者与信息效率

为了考察机构投资者与信息效率之间的关系,构建了回归模型(8),为

$$Info_Eff_{i,t} = \alpha + \beta_1 Insti_{i,t} + \beta_2 LnMV_{i,t} + \beta_3 LnPrice_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式中: $Info_Eff_{i,t}$ 表示信息效率,本文中通过方差

比测度指标 ($VR6$ 和 $VR12$)、同步性测度指标 (R^2) 以及私有信息测度指标 ($LMSW_{Res}$ 和 $LMSW_{Dif}$) 来衡量; $Insti_{i,t}$ 为机构持股比例; $LnMV_{i,t}$ 表示该股票的总市值的自然对数; $LnPrice_{i,t}$ 表示股票收盘价格的自然对数; $BM_{i,t}$ 为该股票的账面市值比,用 $t-1$ 年年末每股净资产与 $t-1$ 年年末每股收盘价的比值来衡量。需要指出的是,因为信息测度指标 R^2 的取值在 0 到 1 之间,并不服从正态分布,因此在随后的研究中,统一对 R^2 采取对数化处理,并以 $\ln [(1 - R^2) / R^2]$ 作为同步性指标进行回归分析。

回归结果如表 2 所示。

表 2 机构投资者对信息效率的影响

Table 2 Institutions' effect on information efficiency

| 变量 | VR6 | VR12 | $\ln [(1 - R^2) / R^2]$ | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ |
|-----------------|---------------------|---------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Insti</i> | -0.006 (-0.259) | -0.045* (-1.822) | 0.695*** (11.730) | 1.642* (1.913) | 1.681*** (2.973) |
| <i>LnMV</i> | 0.021** (2.339) | -0.006 (-0.810) | -0.430*** (-19.873) | -1.150*** (-3.665) | 0.338* (1.934) |
| <i>LnPrice</i> | -0.018* (-1.812) | -0.002 (-0.165) | 0.236*** (9.948) | 1.114*** (3.242) | -0.534** (-2.544) |
| <i>BM</i> | 0.009 (0.609) | -0.005 (-0.338) | -0.799*** (-23.651) | 0.047 (0.097) | -0.425 (-1.308) |
| <i>Constant</i> | -0.109 (-0.540) | 0.454*** (2.584) | 10.107*** (21.091) | 16.790** (2.418) | -8.639** (-2.132) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Obs</i> | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 |
| R^2 | 0.004 | 0.002 | 0.297 | 0.023 | 0.002 |
| <i>Hausman</i> | 61.77*** | 33.81** | 435.86*** | 55.49*** | 78.72*** |
| <i>F-stat</i> | 2.27*** | 1.62** | 250.07*** | 14.04*** | 1.67** |

注: 本表为基于方程(8)的回归结果。回归结果的第一行数值表示估计系数,第二行小括号中的数值为回归的 t -值; ***, ** 和 * 分别表示估计系数在 0.01, 0.05 和 0.10 的置信水平上显著。

在回归分析中,根据模型的豪斯曼 (*Hausman*) 检验值来确定固定效应与随机效应,结果发现,本文所涉及的回归,豪斯曼值均显著,因此在随后的检验中,均以固定效应下面板回归估计系数为准。

从表 2 中可以看到, *Insti* 变量与 $VR6$ 呈负相关关系,但不显著。与方差比的另一测度指标

$VR12$ 也呈负相关关系,同时在 0.1 的置信水平上显著。这意味着总体而言机构持股比例的增加会降低方差比测度的值,从而使得股价表现得更加符合随机游走。*Insti* 变量与同步性指标呈现负相关关系,且在 0.01 的置信水平上显著,表明机构持股比例的增加能够有效降低个股与市场的同步性,使得股价中所涵盖的特质信息更为丰富,从而

提高了信息效率。 $Insti$ 与 $LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$ 均存在正相关关系,前者在 0.1 的置信水平上显著,后者在 0.01 的置信水平上显著。由于机构投资者搜集和分析信息的能力明显优于个人投资者,机构持股比例的上升意味着基于私有信息交易的程度增加,信息效率伴随着交易的进行而得到提高。总而言之,机构投资者具有雄厚的资金实力,并会成立专门的投资分析部门来研究个股信息,那么随着机构持股比例的增加,股价会表现得更加符合随机游走,同时其本身所涵盖的特质信息和私有信息也会更加丰富,从而促进了信息效率。上述论述

验证本文提出的假说 1A。

3.2 流动性与信息效率

在上述回归方程(8)的基础上进行变动,用流动性衡量指标替代机构持股比例变量($Insti$),进而考察流动性与信息效率的关系,即

$$Info_Eff_{i,t} = \alpha + \beta_1 Liquidity_{i,t} + \beta_2 LnMV_{i,t} + \beta_3 LnPrice_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式中, $Liquidity_{i,t}$ 表示流动性指标,分别为换手率和 $Amivest$ 测度。其他控制变量解释与方程(8)中相同。首先,考察换手率对信息效率的影响,回归结果如表 3 所示。

表 3 换手率对信息效率的影响

Table 3 Effect of liquidity measured as Turnover on information efficiency

| 变量 | VR6 | VR12 | $\ln [(1-R^2)/R^2]$ | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ |
|----------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| Turnover | -0.077 (-1.166) | -0.158 *** (-2.789) | 1.523 *** (8.093) | 44.391 *** (16.448) | 26.313 *** (20.337) |
| LnMV | 0.018 ** (2.302) | -0.003 (-0.369) | -0.391 *** (-17.928) | -0.471 (-1.508) | -0.413 ** (-2.348) |
| LnPrice | -0.017 ** (-2.069) | -0.009 (-0.912) | 0.264 *** (11.156) | 1.267 *** (3.732) | 0.541 ** (2.534) |
| BM | -0.000 (-0.024) | -0.007 (-0.468) | -0.794 *** (-23.447) | 0.132 (0.272) | -0.179 (-0.559) |
| Constant | -0.029 (-0.173) | 0.408 ** (2.308) | 9.135 *** (18.917) | 0.186 (0.027) | 3.296 (0.818) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Obs | 17 580 | 17 580 | 17 580 | 17 580 | 17 580 |
| R ² | 0.005 | 0.002 | 0.294 | 0.039 | 0.027 |
| Hausman | 67.75 *** | 36.93 ** | 507.34 *** | 62.43 *** | 96.39 *** |
| F-stat | 2.97 *** | 1.83 ** | 246.35 *** | 24.16 *** | 20.98 *** |

注:本表为基于方程(9)的回归结果。回归结果的第一行数值表示估计系数,第二行小括号中的数值为回归的 t -value;***, ** 和 * 分别表示估计系数在 0.01, 0.05 和 0.10 的置信水平上显著。

从表 3 中可以看到, $Turnover$ 变量与 $VR6$ 呈负相关。与方差比的另一测度指标 $VR12$ 也呈现负相关关系,同时在 0.01 的置信水平上显著。这意味着总体而言,换手率的提高会降低方差比测度的值,从而使得股价表现得更加符合随机游走。 $Turnover$ 变量与同步性指标呈现负相关关系,且在 0.01 的置信水平上显著,表明换手率的增加能够有效降低个股与市场的同步性,使得特质信息能更快的融入股价之中,从而提高了信息效率。

$Turnover$ 与 $LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$ 均存在正相关关系,且都在 0.01 的置信水平上显著,这说明换手率越高,越有可能基于私有信息进行套利交易,交易的进行会促进信息的传递。总而言之,基于上述三种不同的信息效率测度方式,换手率的增加均会促进信息效率。这符合所提出的假说 2。

除了换手率之外,还使用了 $Amivest$ 指标来测度流动性水平,其与信息效率的回归结果如表 4 所示。

表 4 *Amivest* 测度对信息效率的影响

Table 4 Effect of *liquidity* measured as *Amivest* on information efficiency

| 变量 | VR6 | VR12 | $\ln [(1-R^2)/R^2]$ | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>Amivest</i> | -0.005 *** (-2.730) | -0.009 *** (-3.760) | 0.118 *** (19.920) | 2.608 *** (25.327) | 1.823 *** (19.641) |
| <i>LnMV</i> | 0.023 *** (3.302) | 0.007 (0.877) | -0.863 *** (-38.626) | -2.101 *** (-8.915) | -1.601 *** (-7.540) |
| <i>LnPrice</i> | -0.013 * (-1.709) | -0.012 (-1.287) | 0.339 *** (13.682) | 0.681 *** (2.706) | 0.702 *** (3.094) |
| <i>BM</i> | -0.004 (-0.314) | -0.005 (-0.342) | -0.834 *** (-22.647) | -0.204 (-0.568) | -0.827 ** (-2.548) |
| <i>Constant</i> | -0.138 (-0.890) | 0.237 (1.269) | 18.274 *** (37.385) | 24.280 *** (4.745) | 19.383 *** (4.204) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Obs</i> | 17 580 | 17 580 | 17 580 | 17 580 | 17 580 |
| R^2 | 0.005 | 0.002 | 0.294 | 0.039 | 0.027 |
| <i>Hausman</i> | 44.12 *** | 33.67 ** | 1 339.9 *** | 94.33 *** | 77.62 *** |
| <i>F-stat</i> | 1.71 ** | 2.13 *** | 116.29 *** | 41.38 *** | 25.73 *** |

注: 本表为基于方程 (9) 的回归结果. 回归结果的第一行数表示估计系数, 第二行括号中的数值为回归的 *t*-值; ***, ** 和 * 分别表示估计系数在 0.01, 0.05 和 0.10 的置信水平上显著.

从表 4 中可以看到 *Amivest* 变量与 VR6 呈负相关关系, 且在 0.05 的置信水平上显著. 与方差比的另一测度指标 VR12 也呈现负相关关系, 同时在 0.01 的置信水平上显著. *Amivest* 的增加表明流动性提高, 这会降低方差比测度的值, 从而使得股价表现得更加符合随机游走. *Amivest* 变量与同步性指标呈现负相关关系, 且在 0.01 的置信水平上显著, 表明它的增加能够有效降低个股与市场的同步性, 使得特质信息能更快的融入股价之中, 从而提高了信息效率. *Amivest* 与 $LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$ 均存在正相关关系, 且都在 0.01 的置信水平上显著, 这说明 *Amivest* 越高, 越有可能基于私有信息进行套利交易, 交易的进行会促进信息的传递. 总之, 基于上述 3 种不同的信息效率测度方式, *Amivest* 的增加均会促进信息效率. 这与换手率对信息效率的影响相一致, 从而进一步验证了本文

所提出的假说 2.

3.3 机构持股、流动性水平与信息效率

本文在回归模型中同时考虑了机构持有变量和流动性变量, 并且引入了机构持股比例与流动性水平的交叉项, 具体回归方程为

$$Info_Eff_{i,t} = \alpha + \beta_1 Inst_{i,t} + \beta_2 Liquidity_{i,t} + \beta_3 Inst_Liquidity_{i,t} + \beta_4 LnMV_{i,t} + \beta_5 LnPrice_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

式中 $Inst_Liquidity_{i,t}$ 为机构持股比例与换手率的乘积或机构持股比例与 *Amivest* 测度的乘积, 通过对其系数 β_3 进行分析, 就可以得出机构投资者和流动性对信息效率的交互影响. 其他变量解释见模型 (8) 和模型 (9). 首先, 考察机构持股与换手率对信息效率的交互影响, 回归结果如表 5 所示.

表5 机构持股与换手率对信息效率的交互影响

Table 5 Effect of institutions on information efficiency on the margin of turnover

| 变量 | VR6 | VR12 | $\ln [(1-R^2)/R^2]$ | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ |
|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Insti</i> | -0.010 (-0.269) | -0.062* (-1.750) | 1.412*** (16.625) | 4.048*** (3.499) | 2.341** (2.416) |
| <i>Turnover</i> | -0.067 (-0.821) | -0.172*** (-2.822) | 2.261*** (11.687) | 40.385*** (15.432) | 26.642*** (12.156) |
| <i>Insti_turnover</i> | 0.030 (0.052) | 0.438 (0.761) | -14.855*** (-10.947) | -32.446* (-1.784) | -30.057** (-1.974) |
| <i>LnMV</i> | 0.020** (2.221) | -0.002 (-0.210) | -0.396*** (-18.269) | -0.423 (-1.344) | -0.487* (-1.847) |
| <i>LnPrice</i> | -0.018* (-1.815) | -0.007 (-0.789) | 0.226*** (9.565) | 0.985*** (2.887) | 1.029*** (3.602) |
| <i>BM</i> | 0.009 (0.600) | -0.006 (-0.450) | -0.785*** (-23.396) | 0.196 (0.403) | -0.800** (-1.965) |
| <i>Constant</i> | -0.087 (-0.425) | 0.383** (2.152) | 9.280*** (19.303) | -0.389 (-0.056) | 2.926 (0.501) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Obs</i> | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 |
| R^2 | 0.004 | 0.003 | 0.306 | 0.038 | 0.025 |
| <i>Hausman</i> | 63.2*** | 37.33** | 415.98*** | 62.57*** | 54.01*** |
| <i>F-stat</i> | 2.14*** | 1.83*** | 242.87*** | 21.67*** | 14.33*** |

注: 本表为基于方程(10)的回归结果. 回归结果的第一行数值表示估计系数, 第二行括号中的数值为回归的 *t*-值; ***, ** 和 * 分别表示估计系数在 0.01, 0.05 和 0.10 的置信水平上显著.

从表5可以看出, 机构持股比例变量 *Insti* 与方差比指标、同步性指标呈负相关关系, 而与私有信息测度指标呈正相关关系, 均体现了机构持股能够促进信息效率. 换手率与方差比指标、同步性指标呈负相关关系, 而与私有信息测度指标呈正相关关系, 这说明流动性增加, 能够促进信息效率.

交叉项的系数是偏效应的体现, 可以理解为在随着流动性的增加, 机构投资者的参与对价格信息效率的边际影响. 在表5中, 交叉项与同步性测度呈显著的正相关关系, 这意味着随着流动性水平的提高, 机构持股增加使得股价走势更接近于整个市场走势, 因此股价所反映的特质信息就更少, 从而意味着较低的基于个股的信息效率. 交叉项与私有信息测度指标 ($LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$) 之间存在负相关关系, 且在 0.10 的置信水平上显著, 这表明随着流动性水

平的提高, 机构投资者利用私有信息增加持股比例的信息被更多的投资者加以利用, 从而可能会更容易导致羊群行为、正反馈交易等一些非理性的交易行为, 这反而使得股价对于基本面呈现出更多的边际偏差, 从而使得股价中承载的信息含量也会随之变少, 因此最终体现为信息效率在边际上降低. 总之, 交叉项的引入, 发现了随着流动性水平的提高, 机构持股比例的增加会降低信息效率, 符合竞争假说 3B. 此外, 基于方差比的回归系数不显著, 但依然保持了与同步性测度同向的符号.

此外, 为了正确理解引入交叉项之后的机构投资者的效应, 需要经过简单的偏导数计算. 根据表1中的描述性统计可知换手率的均值为 0.056 2, 因此信息效率对于机构投资者的整体效应为

$$\frac{\partial Info_Effi}{\partial Insti} = \beta_1 + \beta_3 \overline{Turnover}$$

$= \beta_1 + 0.056 2\beta_3$
 将不同的回归中得到的回归系数带入上式可知, 在控制了流动性水平的情况下, 机构持股对信息

效率的综合效应依然表现为促进. 接下来考察机构持股与 *Amivest* 对信息效率的交互影响, 回归结果如表 6 所示.

表 6 机构持股与 *Amivest* 对信息效率的交互影响

Table 6 Effect of institutions on information efficiency on the margin of *Amivest*

| 变量 | VR6 | VR12 | $\ln [(1-R^2) / R^2]$ | $LMSW_{Res}$ | $LMSW_{Dif}$ |
|----------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Insti</i> | -0.075 (-0.656) | -0.123 (-1.079) | 2.636*** (9.697) | 12.712*** (3.387) | 12.099*** (3.839) |
| <i>Amivest</i> | -0.002 (-0.466) | -0.009*** (-3.671) | -0.021** (-2.152) | 3.133*** (22.711) | 2.106*** (18.182) |
| <i>Insti_Amivest</i> | 0.010 (0.614) | 0.012 (0.782) | -0.270*** (-7.320) | -1.522*** (-2.983) | -1.619*** (-3.778) |
| <i>LnMV</i> | 0.021** (2.206) | 0.007 (0.834) | -0.383*** (-16.984) | -2.560*** (-7.923) | -1.824*** (-6.721) |
| <i>LnPrice</i> | -0.017* (-1.734) | -0.011 (-1.116) | 0.222*** (9.344) | 0.776** (2.284) | 0.851*** (2.981) |
| <i>BM</i> | 0.009 (0.599) | -0.005 (-0.339) | -0.787*** (-23.310) | -0.298 (-0.618) | -1.112*** (-2.746) |
| <i>Constant</i> | -0.093 (-0.447) | 0.243 (1.280) | 9.233*** (18.812) | 30.454*** (4.337) | 21.563*** (3.657) |
| 行业效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Obs</i> | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 | 17 578 |
| R^2 | 0.004 | 0.003 | 0.300 | 0.054 | 0.036 |
| <i>Hausman</i> | 59.83*** | 34.59* | 574*** | 80.33*** | 65.17*** |
| <i>F-stat</i> | 2.14*** | 2.07*** | 235.9*** | 31.26*** | 20.76*** |

注: 本表为基于方程(10)的回归结果. 回归结果的第一行数值表示估计系数, 第二行括号中的数值为回归的 *t*-值, ***, ** 和 * 分别表示估计系数在 0.01, 0.05 和 0.10 的置信水平上显著.

从表 6 中可以看出, 机构持股比例变量 *Insti* 与方差比指标、同步性指标呈负相关关系, 而与私有信息测度指标呈正相关关系, 均体现了机构持股能够促进信息效率. *Amivest* 与方差比指标、同步性指标呈负相关关系, 而与私有信息测度指标呈正相关关系, 这说明流动性增加能够促进信息效率.

对于交叉项的系数而言, 也发现了一致的结果. 其中, 交叉项与私有信息测度指标 ($LMSW_{Res}$ 、 $LMSW_{Dif}$) 之间存在负相关关系, 且在 0.01 的置信水平上显著. 这表明随着流动性水平的提高, 机构投资者利用私有信息增加持股比例的信息被更多的投资者加以利用, 这可能会更容易导致羊群行

为、正反馈交易等一些非理性的交易行为, 使得股价对于基本面呈现出更多偏差, 从而最终体现为信息效率在边际上降低, 这与表 5 一致. 此外, 把 *Amivest* 的均值为 6.43 代入表 6 的回归系数, 根据类似于表 5 的计算, 可以发现, 在控制了流动性水平的情况下, 机构持股对信息效率的边际效应依然为正, 依然与前面结果一致. 整体而言, 通过对机构持股与 *Amivest* 变量交互项的分析, 表 6 的结果也同样验证了假说 3B.

当然, 需要指出的是, 这种解释仅仅是强调了资本市场中的特定机制, 考虑到难以给出直接的证据, 因此在解读此结果时, 需要抱以谨慎的态度. 接下来, 通过一些扩展性检验, 试图为这种解

释找到一些证据.

如果上述针对交叉项的解释成立,可以合理的推导出如下可能的内在机制,即:随着流动性水平的提高,机构投资者高持股比例的信息被更多的个人投资者利用,导致更多的噪声交易,使股价偏离基本面而在边际上降低了信息效率.考虑到机构投资者相对于个人投资者而言,更倾向于价值投资并且较长期持有股票,因此这类股票的流动性往往会偏低(Sarin 等^[34]和 Kong 等^[35]分别针对美国与中国的实证研究都提供了明确的证据).那么,合理的判断就是,对于在高机构持股水平和高流动性的股票,发生交易的更有可能是个人投资者或者噪声交易者.从而,这些投资者的交易仅仅带来更低的信息效率也符合人们

的直觉.

对此,本部分展开扩展检验,试图进一步提供证据以支持该机制的合理性.简言之,探讨机构长期持有的股票其流动性是否更低.这里,控制上期机构持股水平,验证机构交易在期初持股水平的边际上如何影响股票流动性,进行如下回归

$$Liquidity_{i,t} = \alpha + \beta_1 Insti_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Insti_{i,t} + \beta_3 Insti_{i,t-1} \Delta Insti_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

式中 $\Delta Insti_{i,t}$ 表示 t 期机构持股水平相对 $t - 1$ 期机构持股水平的变化,该值越大,说明机构继续买入并持有股票,该值越小,说明机构卖出股票.结果如表 7 所示.

表 7 机构长期持股与股票流动性的扩展检验

Table 7 Additional test on how institutions' long-term holdings affect stock liquidity

| 变量 | 换手率 | | Amivest | |
|---------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 回归-1 | 回归-2 | 回归-3 | 回归-4 |
| $Insti_{t-1}$ | -0.020*** (-7.670) | -0.033*** (-11.409) | -0.336*** (-6.606) | -0.294*** (-5.180) |
| $\Delta Insti_t$ | | 0.005 (1.053) | | 0.736*** (8.439) |
| $Insti_{t-1} \# \Delta Insti_t$ | | -0.126*** (-8.556) | | -2.261*** (-7.863) |
| $LnMV$ | -0.013*** (-14.425) | -0.013*** (-14.411) | 0.520*** (29.153) | 0.522*** (29.367) |
| $LnPrice$ | -0.001 (-1.335) | -0.001 (-1.156) | 0.093*** (4.761) | 0.089*** (4.577) |
| BM | -0.002 (-1.090) | -0.002 (-1.421) | 0.112*** (4.061) | 0.105*** (3.823) |
| $Constant$ | 0.325*** (16.020) | 0.325*** (16.055) | -5.811*** (-14.727) | -5.834*** (-14.819) |
| Obs | 17 579 | 17 579 | 17 579 | 17 579 |
| 调整 R^2 | 0.484 | 0.488 | 0.763 | 0.764 |

表 7 中,回归 1 和回归 2 是采用换手率测度股票流动性,回归 3 和回归 4 是采用 Amivest 测度股票流动性.由表 1 的回归 1 和回归 3 可知,上期机构持股水平越高的股票,这一期的流动性越低.这符合之前的判断.进一步,由回归 2 和回归 4 可知,随着机构持股水平的提高,机构继续买入或者

持有,会使得股票的流动性进一步变差,这意味着机构比较倾向长期持有.因此,基于换手率和 Amivest 测度股票流动性,均得到一致的结论.这意味着,对于高机构持有水平的公司(可以看作条件概率),其更高的流动性更可能来自于个人投资者或者噪音投资者,而这些投资者的交易行

为给股价带来了更多的非效率成分。

4 结束语

本文考察了机构持股、流动性以及二者的交互项对信息效率的影响。从3个不同的侧面来衡量信息效率,同时选取了两个指标来对流动性进行测度,分别为个股换手率和Amivest测度。分析发现:

首先,基于3种不同的信息效率测度方式,机构持股比例的增加均会促进信息效率。这可能得益于机构投资者具有雄厚的资金实力、专门的投资分析部门、对行情的把握以及个股信息的分析处理能力优于个人投资者。

其次,无论是使用个股换手率还是Amivest

测度作为流动性的代理变量,都发现流动性水平的提高会促进信息效率。较高的流动性水平意味着较低的交易成本,从而刺激投资者进行套利交易。频繁的交易使得相关信息能更快地融入股价,推动股价向其基本价值趋同,从而也就促进了信息效率。

最后,在控制了流动性水平之后,机构持股的增加仍然会显著地促进信息效率。而交叉项的系数展示了在中国证券市场上所存在的一个有趣的现象。随着流动性水平的提高,机构投资者持股比例的增加会在一定程度上减弱信息效率。这可能是伴随着高的交易量,机构投资者利用私有信息增持股份的信息被更多的投资者获取并加以模仿,导致股价所承载的私有信息减少,从而在边际上逐步减弱了信息效率。

参考文献:

- [1]Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Evidence on the speed of convergence to market efficiency [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 76(2): 271-292.
- [2]Boehmer E, Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3563-3594.
- [3]Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Liquidity and market efficiency [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2): 249-268.
- [4]Nofsinger J R, Sias R W. Herding and feedback trading by institutional and individual investors [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(6): 2263-2295.
- [5]Wermers R. Mutual fund herding and the impact on stock prices [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(2): 581-622.
- [6]Bartov E, Radhakrishnan S, Krinsky I. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements [J]. *The Accounting Review*, 2000, 75(1): 43-63.
- [7]Sias R W, Starks L T. Institutions and individuals at the turn-of-the-year [J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52(4): 1543-1562.
- [8]Lo A, MacKinlay A. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test [J]. *Review of Financial Studies*, 1988, 1(1): 41-66.
- [9]陈浩. 中国股票市场机构投资者羊群行为实证研究 [J]. *南开经济研究*, 2004, (2): 91-94.
Chen Hao. A positive analysis on the "Sheep Flock" behavior of organizational investors in Chinese stock market [J]. *Nankai Economic Studies*, 2004, (2): 91-94. (in Chinese)
- [10]陈卓思, 高峰, 祁斌. 机构投资者交易行为特征研究 [J]. *金融研究*, 2008, (4): 122-130.
Chen Zhuosi, Gao Feng, Qi Bin. On the trading strategy of institutional investors [J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (4): 122-130. (in Chinese)
- [11]高雷, 张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理 [J]. *会计研究*, 2008, (9): 64-72, 96.
Gao Lei, Zhang Jie. Corporate governance, institutional investors, and earnings management [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, (9): 64-72, 96. (in Chinese)

- [12]李延喜,杜瑞,高锐.机构投资者持股比例与上市公司盈余管理的实证研究[J].管理评论,2011,(3):39-45,70.
Li Yanxi, Du Rui, Gao Rui. An empirical study on institutional investors and earnings management in listed companies [J]. Management Review, 2011, (3): 39-45, 70. (in Chinese)
- [13]祁斌,黄明,陈卓思.机构投资者与市场有效性[J].金融研究,2006,(3):76-84.
Qi Bin, Huang Ming, Chen Zhuosi. Institutional investor and market effectiveness [J]. Journal of Financial Research, 2006, (3): 76-84. (in Chinese)
- [14]杨华蔚,韩立岩.外部风险、异质信念与特质波动溢价[J].管理科学学报,2011,14(11):71-80.
Yang Huawei, Han Liyan. Extraneous risk, heterogeneous beliefs and idiosyncratic risk [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(11): 71-80. (in Chinese)
- [15]陆静,曹国华,唐小我.基于异质信念和卖空限制的分割市场股票定价[J].管理科学学报,2011,14(1):13-27.
Lu Jing, Cao Guohua, Tang Xiaowo. Stock pricing between segmented capital markets under heterogeneous beliefs and short sale constraint [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(1): 13-27. (in Chinese)
- [16]池丽旭,庄新田.投资者的非理性行为偏差与止损策略——处置效应、参考价格角度的实证研究[J].管理科学学报,2011,14(10):54-66.
Chi Lixu, Zhuang Xintian. Investors' behavioural biases and stop-loss strategy: Empirical study based on disposition effect and reference point [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(10): 54-66. (in Chinese)
- [17]蔡庆丰,宋友勇.机构投资者与市场效率的检验与反思[J].证券市场导报,2009,(12):66-73.
Cai Qingfeng, Song Youyong. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. Securities Market Herald, 2009, (12): 66-73. (in Chinese)
- [18]张亦春,李鹏.市场更有效了吗:从有限理性人到机构投资者[J].财贸经济,2008,(3):17-20,127.
Zhang Yichun, Li Peng. Is market more efficient: From limited rationality to institutions [J]. Finance and Economics, 2008, (3): 17-20, 127. (in Chinese)
- [19]侯宇,叶冬艳.机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据[J].金融研究,2008,(4):131-145.
Hou Yu, Ye Dongyan. Institutional investor, informed trading and market efficiency: Evidence from China's capital market [J]. Journal of Financial Research, 2008, (4): 131-145. (in Chinese)
- [20]Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2): 223-249.
- [21]Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(2): 375-410.
- [22]苏冬蔚,麦元勋.流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究[J].经济研究,2004,(2):95-105.
Su Dongwei, Mai Yuanxun. Liquidity and asset pricing: An empirical exploration of turnover and expected returns on Chinese stock markets [J]. Economic Research Journal, 2004, (2): 95-105. (in Chinese)
- [23]李一红,吴世农.中国股市流动性溢价的实证研究[J].管理评论,2003,(11):34-42.
Li Yihong, Wu Shinong. Empirical study on liquidity premium in China's stock market [J]. Management Review, 2003, (11): 34-42. (in Chinese)
- [24]韩立岩,蔡红艳.我国资本配置效率及其与金融市场关系评价研究[J].管理世界,2002,(1):65-70.
Han Liyan, Cai Hongyan. Study on capital allocation efficiency and financial market [J]. Management World, 2002, (1): 65-70. (in Chinese)
- [25]杜海涛.中国股市流动性风险测度研究[J].证券市场导报,2002,(11):38-43.
Du Haitao. Liquidity risk in China's stock market [J]. Securities Market Herald, 2002, (11): 38-43. (in Chinese)

- [26] French K R , Roll R. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders [J]. *Journal of Financial Economics* , 1986 , 17 (1) : 5-26.
- [27] Roll R. R^2 [J]. *The Journal of Finance* , 1988 , 43 (3) : 541-566.
- [28] 张永任 , 李晓渝. R^2 与股价中的信息含量度量 [J]. *管理科学学报* , 2010 , 13(5) : 82-90.
Zhang Yongren , Li Xiaoyu. R^2 and measurement of informativeness of stock prices [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2010 , 13(5) : 82-90. (in Chinese)
- [29] 林忠国 , 韩立岩 , 李 伟. 股价波动非同步性——信息还是噪音? [J]. *管理科学学报* , 2012 , 15(6) : 68-81.
Lin Zhongguo , Han Liyan , Li Wei. Stock price nonsynchronicity: Information or noise [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2012 , 15(6) : 68-81. (in Chinese)
- [30] Llorente G , Michaely R , Saar G , et al. Dynamic volume-return relation of individual stocks [J]. *Review of Financial Studies* , 2002 , 15 (4) : 1005-1047.
- [31] Cooper K , Groth J C , Avera W E. Liquidity , exchange listing , and common stock performance [J]. *Journal of Economics and Business* , 1985 , 37 (1) : 19-33.
- [32] Amihud Y , Mendelson H , Lauterbach B. Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange [J]. *Journal of Financial Economics* , 1997 , 45 (3) : 365-390.
- [33] Berkman H , Eleswarapu V R. Short-term traders and liquidity: A test using Bombay Stock Exchange data [J]. *Journal of Financial Economics* , 1998 , 47 (3) : 339-355.
- [34] Sarin A , Shastri K A , Shastri K. Ownership Structure and Stock Market Liquidity [R]. University of Pittsburgh , 2000.
- [35] Kong D , Liu S , Lu T. Institutional investors , earnings quality and asset liquidity: Evidence from China's stock market [J]. *Frontiers of Business Research in China* , 2012 , 6(3) : 398-417.

Institutional investors , liquidity , and information efficiency

*KONG Dong-min*¹ , *KONG Gao-wen*² , *LIU Sha-sha*³

1. School of Economics , Huazhong University of Science and Technology , Wuhan 430074 , China;
2. Business School , Jinan University , Guangzhou 510632 , China;
3. Guanghua School of Management , Peking University , Beijing 100871 , China

Abstract: In this paper , we investigate how institutional ownership , liquidity and their interaction term affect the information efficiency. Based on three different metrics , the study shows that increasing the proportion of institutional ownership and raising the level of liquidity will promote information efficiency. Further , by introducing the interaction-term of institutional ownership and liquidity into the regression model , we find an interesting phenomenon in the stock market of China: With the rise of the liquidity level , increase in institutional holding proportion will harm information efficiency in some ways. This is probably because along with high trading volume , the fact that institutional investors use private information to buy additional shares will be easily obtained by other investors. Their imitational behavior will reduce the private information reflected by price , thus weakening the efficiency of information.

Key words: institutional investors; liquidity; information efficiency