

# 基金持股与交易行为对股价联动的影响分析<sup>①</sup>

潘宁宁, 朱宏泉

(西南交通大学经济管理学院, 成都 610031)

**摘要:** 基于手工收集的基金交易数据, 考察了基金持股和交易对股价中公司特有信息(以股价联动作为测度)的影响. 研究发现: 首先, 基金持股对股价联动的的作用受其持股比例大小的影响, 只有当基金持股比例较高时, 基金持股能够增加股价信息含量, 降低股价联动性; 其次, 与基金持股相比, 基金交易能够直接将公司特有信息融入到股价中, 降低股价联动性, 且相对于卖出行为, 基金的买入行为能够传递更多的公司信息, 对股价联动性的影响更大; 最后, 公司的规模越大, 公司信息透明度越好, 机构投资者的交易行为能传递更多的公司特有信息, 对股价联动性的影响也越大. 总之, 基金的交易行为, 推动了股票价格对公司特有信息的吸收, 降低了股价联动性, 提高了资本市场的信息效率.

**关键词:** 股价联动; 基金持股; 基金交易; 信息含量

**中图分类号:** F830.9    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1007-9807(2015)03-0090-14

## 0 引言

中国证券市场自 1990 年成立以来, 个体投资者一直都是市场的主要参与者. 自 2001 年第 1 只开放式基金上市以来, 以投资基金为代表的机构投资者经历了快速发展的时期. 根据中国银河证券基金研究中心的统计, 截至 2011 年 9 月 30 日, 我国共有基金管理公司 67 家, 管理基金 867 只. 基金资产净值从 2000 年的 845.6 亿元增加到了 2010 年的 25 194 亿元, 在 2007 年的大牛市, 股票型基金资产净值为 29 725 亿元, 占沪深 A 股流通市值的近 33%<sup>②</sup>. 投资基金无论从规模还是影响力上对资本市场所起的作用越来越重要. 作为典型的信息交易者, 投资基金对公司信息环境和价格形成过程的影响在美国等发达资本市场都得到了证实. 本文基于中国证券市场, 从信息

视角探讨基金持股及交易对股价联动性的影响.

股价联动( comovement 或 synchronicity) 是指证券市场中个股之间、个股与市场之间价格的同时同向变动, 即人们常说的股票价格“同涨同跌”. 根据市场有效性理论, 股票价格反映了与公司相关的各种信息, 包括市场层面、行业层面和公司层面的信息. Roll<sup>[1]</sup> 基于美国证券市场的研究发现, 股票回报率仅有较小部分能由市场和行业信息解释, 市场模型的拟合系数  $R^2$  仅有 20%~30%, 他指出股价中包含的公司特有信息的提高是  $R^2$  降低的可能原因. 随后, 基于 Roll<sup>[1]</sup> 的观点, 大量学者对  $R^2$  的含义及影响因素进行了研究. Morck 等<sup>[2]</sup> 及 Jin 和 Myers<sup>[3]</sup> 关于股价联动性的跨国研究都表明, 中国证券市场股价联动性过高<sup>③</sup>. 过高的股价联动不仅会降低资产管理中分散化投资的

① 收稿日期: 2013-12-15; 修订日期: 2014-11-19.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71090402; 71171170; 71273040; 71473206); 高等学校博士学科点专项科研基金(博导类)资助项目(20120184110021).

作者简介: 潘宁宁(1986—), 女, 山东潍坊人, 博士生. Email: pnn1986@163.com

② 数据来自中国银河证券基金研究中心的《2011 年中国证券投资基金行业发展报告》.

③ 在 Morck 等<sup>[2]</sup> 所选取的 40 个样本国家中, 中国股价联动程度排名第 2, Jin 和 Myers<sup>[3]</sup> 基于同样的样本但不同的样本时间区间的研究发现, 中国股价联动程度排名第 1.

作用,还会影响资本市场的稳定性<sup>[3-4]</sup>.因此,近几年,越来越多的学者开始关注中国证券市场的股价联动.

侯宇等<sup>[5]</sup>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,发现机构投资者交易能够降低股价联动,提高市场信息效率.王咏梅等<sup>[6]</sup>的研究却发现,机构投资者持股能提高市场信息效率,而机构投资者的过度交易会损害市场信息效率.Gul等<sup>[7]</sup>从中国证券市场独特的公司治理视角出发,发现股价的联动程度与公司的股权构成、大股东性质、境外投资者持股比例及审计质量相关.此外,股价联动程度越高,股价中含有的盈余信息也越少,表明在中国证券市场, $R^2$ 可以作为公司信息含量的测度变量.Ding等<sup>[8]</sup>发现基金持股能增加股价信息含量,但在国有控股公司中,基金持股对股价信息含量的影响较弱.

相对于已有的工作<sup>[5-8]</sup>,本文的创新如下:首先,鉴于中国证券市场上市公司“一股独大”及基金持股比例相对较低的背景,本文更加强调基金交易对股价联动性的影响.信息促使投资者交易,交易带来价格的变化.因此,引起资产价格变化最直接的原因是交易活动,基于信息的交易能将更多的信息融入到资产价格中,从而提高资本市场的信息效率.由于机构投资者在信息获取和处理能力上远优于个人投资者,其交易行为也相对理性,常被认为是信息交易者<sup>[9-10]</sup>.Boehmer和Kelley<sup>[11]</sup>的研究也证实了机构投资者的交易能够提高股价的信息效率.针对个体投资者仍占主导的中国证券市场,本文通过检验基金交易与公司股价中特有信息含量(股价联动)的关系,验证投资基金是否进行了信息交易、提高了市场信息效率.

其次,国内外大量实证分析以机构投资者持股比例的变化来刻画其交易行为<sup>[5,12]</sup>,而基于季度或年度的持股变化会掩盖季度或年度内机构投资者未披露的短期交易行为<sup>[11,13]</sup>,进而产生较大的偏差.此外,无论是采用持股比例、还是持股比例的变化,机构投资者的窗口包装(window dressing)行为都是不可避免的问题.基金管理者为了迎合投资者的低风险、高收益心理,在公告年报或季报之前,会有意地调整投资组合的构成,以便给投资者低风险、高收益的假像<sup>[14-15]</sup>.本文基

于基金一段时间内的股票成交金额来测度基金交易,能避免窗口包装效应及对短期交易行为的遗漏,无疑能更准确、更有效地刻画基金的交易行为.

最后,对比分析了基金买入交易和卖出交易的信息含量及对股价联动性的影响.大批学者基于大笔交易<sup>[16-18]</sup>或机构投资者交易<sup>[19-20]</sup>的研究都证实了买入交易和卖出交易对股价影响的非对称性,利用本文特有的基金交易数据,首次验证了基金买入交易与卖出交易的信息不对称性.

本文研究发现:首先,基金持股对股价联动的的作用受持股比例大小的影响,只有当基金持股比例较高时,基金持股能够增加股价信息含量、降低股价联动性.其次,与基金持股相比,基金交易,特别是基金的买入交易能够更直接将公司特有信息融入到股价中,降低股价联动性.不论是全样本还是按基金持股比例、公司规模分组后的子样本,基金总交易与股价联动都显著负相关,但区分基金买入与卖出交易后,只有基金买入交易与股价联动显著负相关.最后,公司的规模越大、公司信息透明度越好,机构投资者的交易行为能传递更多的公司信息,对股价联动性的影响也越大.

## 1 理论分析及假说提出

机构投资者能否改善公司治理及公司信息环境,一直是国内外学术界和实务界关注的热点.到目前为止,这一问题仍存在争议,但越来越多的研究支持机构投资者能够改善公司治理及公司信息环境的观点.机构投资者持股会通过以下两种渠道影响股价的信息含量.

1) 通过影响市场中的其他参与者而影响股价的信息含量.如果一家公司的股票被机构投资者较多地持有,会导致更多分析师的跟踪和新闻媒体的关注<sup>[21,22]</sup>,从而改善和提高公司的信息透明度,将更多的公司信息反映到市场中.另外,作为市场中的专业投资者,机构投资者的持股及交易行为,在“口碑效应”的作用下也会吸引个体投资者的关注,促使个体投资者更多地去收集、分析公司的信息,从而提高股价中的信息量<sup>[23,24]</sup>.

2) 通过监督作用影响公司治理及信息披露. 机构投资者作为持有较多股份的外部股东, 能够改善公司治理机制, 如股东投票权、管理层薪酬、公司 R&D 支出等<sup>[25-27]</sup>. 此外, 机构投资者的监督能提高公司信息披露透明度和财务报告可靠性, 从而改善公司信息环境<sup>[27-29]</sup>. 针对中国证券市场, Ding 等<sup>[8]</sup>研究了基金持股与股价信息含量的关系, 发现投资基金作为公司外部治理机制, 能够缓解公司的代理问题, 提高公司透明度、增加股价的信息含量. 此外, Shleifer 和 Vishny<sup>[30]</sup>, Chen 等<sup>[31]</sup>及 Ajinkya 等<sup>[32]</sup>均发现, 机构投资者持股比例越高, 机构投资者对改善公司治理及公司信息环境的作用也越大. 基于上述工作, 提出本文的第 1 个假设:

**假设 1** 当基金持股比例较高时, 基金持股能够增加股价信息含量、降低股价联动性.

经典微观结构理论认为, 信息驱动型交易是引起价格变化的主要原因<sup>[33-35]</sup>. 与一般投资者相比, 机构投资者拥有更多资源优势及信息获取渠道, 具有强大的信息搜寻能力和动力, 更为重要的是, 他们能够凭借自身的专业知识和经验对所获得的信息进行有效地解读, 因而常被认为是信息交易者<sup>[9-10]</sup>. 机构投资者的知情交易使私有信息快速转变为公开信息, 进而影响股价的形成<sup>[19, 23]</sup>及公司信息环境<sup>[11-12]</sup>. 此外, 大批学者关于大笔交易<sup>[17-18]</sup>或机构投资者交易<sup>[19-20]</sup>对股票收益影响的研究也间接支持机构投资者是信息交易者的观点: 机构投资者交易对股票价格具有显著影响, 但买入交易和卖出交易对股价的影响存在非对称性, 即机构投资者买入行为更多是受私有信息驱动, 其对股价的影响是长期的, 而卖出行为可能是出于流动性需求, 或该股票已达到获利要求, 因此其对股价的影响是短期的. 因此, 本文的第 2 个假设是:

**假设 2** 基金交易能够传递更多的公司特有信息, 降低股价联动; 与基金卖出相比, 基金买入能够将更多的公司特有信息融入到股价中, 对股价联动性的影响更大.

在证券市场中, 公司的规模越小(大), 市场

中与公司相关的信息也越少(多), 信息的不对称程度越严重(低), 此时机构投资者获取公司特有信息的难度会增加. 相反, 公司规模越大, 公司信息透明度提高, 机构投资者能够获取更多公司特有信息, 对股价联动性的影响也越大. 为此, 本文的第 3 个假设是:

**假设 3** 公司的规模越大, 机构投资者的交易行为对股价联动性的影响越大.

## 2 样本选取与研究设计

### 2.1 样本选取

本文研究对象为沪深两市主板及中小板 A 股上市公司, 时间区间为 2004 年至 2012 年<sup>④</sup>. 由于分析中涉及到公司的财务指标, 因而剔除了金融类上市公司. 在利用上市公司日交易数据计算股价联动时, 为了保证数据的稳定性, 剔除了公司上市后 22 天的数据和 1 年交易不足 120 天的数据. 最终有效样本为 1 848 家上市公司、13 416 个年度样本点. 股票日收益率和公司财务数据均来自 CSMAR 数据库.

关于机构投资者, 本文以证券投资基金为代表. 其原因, 一是近年来基金业总体发展速度快, 在证券市场的影响力日趋增强, 证券投资基金持股比例在所有机构投资者中占 2/3 以上, 为最重要的机构投资者; 二是基金交易数据的可获得性. 按证监会的规定, 投资基金在其年报和半年报中需报告本(半)年度股票投资组合的重大变动, 即报告期内累计买入和卖出价值超出期初基金资产净值 2% 或前 20 名的股票明细. 证监会的这一要求, 为测度机构投资者的交易行为提供了可能.

在我国证券市场中, 投资基金主要有股票型、混合型、债券型和货币型等类型, 但股票型和混合型基金所持股票市值超过所有基金所持股票市值的 90%, 故本文只考虑股票型和混合型基金. 去除子基金后, 到 2012 年末有效基金数为 687 只. 此外, 根据基金契约, 新成立的基金初始建仓一般为 3~6 个月, 在此期间其交易基本为买

④ 创业板股票于 2009 年 9 月末才推出, 时间较短, 为了避免因样本数据太少而可能产生的偏差, 在本文中不予考虑; 同时, 也没有考虑已退市股票.

入,若将此数据纳入研究样本,容易造成买入动量的假象. 因此,在统计基金买入或卖出股票时,不考虑当年新成立的基金. 基金的持股数据同样

源于 CSMAR 数据库,而基金的股票投资组合重大变动数据手工收集于基金的年报与半年报. 表 1 给出了基于基金年报的样本统计.

表 1 样本分布

Table 1 Distribution of sample

年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	总计
股票数	1 219	1 286	1 281	1 356	1 474	1 522	1 673	1 796	1 809	13 416
基金持股数	462	1 157	1 159	1 174	900	893	1 207	1 460	1 616	10 028
基金交易股票数	344	353	574	845	616	994	1 111	1 132	1 215	7 184
基金买入股票数	313	313	532	832	543	967	1 060	1 031	1 095	6 686
基金卖出股票数	287	292	528	813	536	953	1 032	1 053	1 112	6 606

注:“基金买入”或“基金卖出”股票数仅指“基金累计买入或卖出金额超出期初基金资产净值 2%或前 20 名”中的股票,不包含基金买卖金额低于资产净值 2%或 20 名以外的股票.

表 1 显示,随着我国证券市场的发展,上市公司数在逐年增加的同时,投资基金的规模也在逐年增大. 上市股票数从 2004 年的 1 219 只增加到 2012 年末的 1 809 只,同期基金持有股票数也从 462 只增加到 1 616 只;同期基金交易股票数从 344 只增加到 1 215 只. 在全部 13 416 个股票样本点中,基金持有数为 10 028,占 74.7%. 表明在中国证券市场中,近 75%的股票都先后被基金持有过. 基金交易的股票数为 7 184 只,占基金持有股票数的 71.64%. 表明,虽然按规定基金只需公告期内累计买入和卖出价值超出期初基金资产净值 2%或前 20 名的股票,但其覆盖了基金持股量的 2/3. 另外,现有的研究表明,较小的交易量不会对股票价格变化产生影响<sup>[35]</sup>. 因此,本文以报告期内累计买入和卖出价值超出期初基金资产净值 2%或前 20 名的股票的交易量,作为基金对一只股票交易总量的测度,不会对结果产生质的影响.

## 2.2 变量界定

### 2.2.1 股价联动的度量

股价联动可直观理解为股价同向变动的现象,进一步可理解为个股收益率波动被市场所解释的部分. 本文采用两种方法度量股价联动性:一是借鉴 Moreck 等<sup>[2]</sup>及余秋玲等<sup>[36]</sup>的方法,基于 CAPM 回归而得到的调整残差平方和  $R^2$ ;二是新构建股价同向变动指数  $SRD$ .

对于个股的日收益率,估计如下的 CAPM 模型

$$R_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

其中,  $R_{i,j}$  为股票  $i$  在第  $j$  日的收益率;  $R_{m,j}$  为  $j$  日流通市值加权的市场收益率.  $R_{i,t}^2$  为方程 (1) 回归后的调整残差平方和,即股票  $i$  在第  $t$  年的股价联动.

股价同向变动指数  $SRD$  定义为 1 年内个股与市场同涨或同跌天数占该个股 1 年内交易总天数的比率. 公式如下

$$SRD_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N g(j) \quad (2)$$

$$g(j) = \begin{cases} 1 & R_{i,j} \cdot R_{m,j} > 0 \\ 0 & R_{i,j} \cdot R_{m,j} \leq 0 \end{cases}$$

由于  $R^2$  的取值范围为 (0, 1)、 $SRD$  的取值范围为 (0.5, 1), 为了将其取值范围扩大到整个实数,类似 Moreck 等<sup>[2]</sup>及余秋玲等<sup>[36]</sup>的做法,在回归分析时对两个指标做如下对数变换

$$CM1_{i,t} = \ln\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right)$$

$$CM2_{i,t} = \ln\left(\frac{SRD_{i,t} - 0.5}{1 - SRD_{i,t}}\right)$$

### 2.2.2 基金持股及交易的度量

对于一只股票,将每只基金年末持有该股票的股数加总得到该股票的基金持股数,同时将 1 年内基金对该股票的累计买入、卖出金额加总,得到该股票的基金年度买入、卖出金额. 基金持股  $HOLD_{i,t}$  为

$$HOLD_{i,t} = \frac{\text{基金年末持有的个股股数}}{\text{年末的流通股数}}$$

基金成交份额  $TRD_{i,t}$  为

$$TRD_{i,t} = \frac{\text{基金年度累计买入金额} + \text{基金年度}}$$

累计卖出金额 / 个股年度总成交金额  
基金买入份额  $TRDB_{i,t}$  为

$$TRDB_{i,t} = \text{基金年度累计买入金额} / \text{个股年度总成交金额}$$

基金卖出份额  $TRDS_{i,t}$  为

$$TRDS_{i,t} = \text{基金年度累计卖出金额} / \text{个股年度总成交金额}$$

### 2.2.3 控制变量

类似 Morck 等<sup>[2]</sup> 及 Gul 等<sup>[7]</sup>, 本文引入以下控制变量:

公司规模 ( $SIZE$ ), 公司总资产 (百万元) 的自然对数;

资本结构 ( $LEV$ ), 总负债 / 总资产;

盈利能力 ( $ROE$ ), 净利润 / 所有者权益;

账面市值比 ( $MTOB$ ), 公司总市值 / 所有者权益;

第一大股东持股比例 ( $FIRSHR$ ), 第一大股东持股占总股本的比例。

此外, 在回归分析时还加入了行业及年度虚拟变量, 以控制行业和时间的差异对股价联动的影响。为了减少极端值对结果的可能影响, 对所有非 0/1 变量均抹平了上下 1% 的极端值, 即分别用 1% 或 99% 处的变量值替代之外的数据。

### 2.3 研究设计

为了检验机构投资者持股和交易行为对股价联动性的影响, 参考 Boehmer 和 Kelley<sup>[11]</sup> 的做法, 构建如下回归模型

$$CM_{i,t} = \alpha + \beta_1 HOLD_{i,t-1} + \beta_2 TRD_{i,t} + \beta_3 CM_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_{t-1}^k X_{i,t-1}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $CM_{i,t}$  为股价联动性指标, 包括  $CM1_{i,t}$  或  $CM2_{i,t}$ ;  $HOLD_{i,t-1}$  为  $t-1$  年末基金持有股票  $i$  的份额;  $TRD_{i,t}$  为  $t$  年内基金买入或卖出股票  $i$  的金额, 包括  $TRDB_{i,t}$  和  $TRDS_{i,t}$ ;  $X_{i,t-1}^k$  为对应行业和年度控制变量。在回归中加入被解释变量的滞后项  $CM_{i,t-1}$ , 其目的—是为了控制变量的自相关对结果的影响, 另外, 股价联动作为市场中的重要信息, 公司管理层、

机构投资者在决策时都会考虑股价联动本身所包含的信息<sup>[11, 37]</sup>, 以此控制内生性。

## 3 实证结果与分析

### 3.1 描述性统计

表 2 给出了股价联动性、基金持股及交易, 以及控制变量的基本统计特征。数据显示, 在 2004 年至 2012 年内, 我国证券市场股价联动性非常高,  $R^2$  和  $SRD$  的均值分别为 39.4% 和 71.6%, Piotroski 和 Roulstone<sup>[12]</sup> 基于美国证券市场 1984 年至 2000 年的分析, 得到  $R^2$  的均值、中值分别是 19.3% 和 14.8%。这表明, 与发达市场相比我国证券市场股价中的公司信息含量比较低, 股票同涨同跌现象严重。对于全样本, 基金持股比例的均值为 7.4%、中位数为 0.7%, 1/4 和 3/4 分位数分别为 0 和 8.6%, 标准差为 12.9%。说明, 尽管我国投资基金近 10 年来获得了快速发展, 但总体上与美国等成熟证券市场中基金持股规模相比, 还有较大的差异<sup>⑤</sup>; 另外, 不同上市公司股票的基金持有比例存在较大差异。基金年内累计成交金额占股票年总成交金额比例的平均值为 3.1%, 低于基金年初持股比例。基金持股及交易量不高, 一方面是因为本文的样本包括了基金持股及交易为 0 的样本, 另一方面, 在计算基金交易时, 仅包括“基金累计买入或卖出金额超出期初基金资产净值 2% 或前 20 名的股票”, 没有考虑基金买卖金额较小的股票。较低的基金持股和交易量, 也说明在我国证券市场中个体投资者仍是证券市场的主要参与者。表 2 下半部分报告了基金持股不为 0 的样本的统计结果, 基金持股和交易量的均值较全样本都有所提高。

表 3 给出了各年度基金持股及交易量的均值 (仅包括基金持股不为 0 的样本)。从表 3 可知, 基金持股平均比例不断增加, 从 2004 年的 7.13% 上升到 2008 年的 17.41%, 而后受国内股票市场整体表现不佳的影响, 近四年基金持股比例逐年

⑤ 据美国投资公司协会 (ICI, 2012) 数据统计, 截止 2012 年底, 美国共同基金持有的股票市值占总市值的 24%。数据来源: ICI, 2013 Investment Company Fact Book: 12.

下降,但均值仍维持在10%的水平.关于基金交易,4%~5%左右的水平.另外,总体上基金买入量较除2005年以外,各年度之间差异不大,维持在 卖出量大,与基金业的规模在增加相一致.

表2 主要研究变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of key variables

变量	$R^2$	<i>SRD</i>	<i>HOLD</i>	<i>TRD</i>	<i>TRDB</i>	<i>TRDS</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>ROE</i>	<i>MTOB</i>	<i>FIRSHR</i>
全样本											
均值	0.394	0.716	0.074	0.031	0.016	0.015	7.681	0.503	0.056	3.416	0.380
中位数	0.394	0.719	0.007	0.001	0.000	0.000	7.554	0.503	0.070	2.548	0.360
标准差	0.141	0.051	0.129	0.067	0.034	0.034	1.181	0.227	0.195	3.278	0.159
<i>Q1</i>	0.295	0.683	0.000	0.000	0.000	0.000	6.883	0.350	0.027	1.596	0.253
<i>Q3</i>	0.490	0.751	0.086	0.027	0.014	0.012	8.334	0.639	0.121	4.246	0.502
基金持股不为0的样本											
均值	0.403	0.718	0.099	0.041	0.021	0.020	7.939	0.482	0.071	3.253	0.388
中位数	0.400	0.721	0.031	0.007	0.003	0.003	7.796	0.492	0.079	2.457	0.374
标准差	0.137	0.050	0.141	0.075	0.038	0.038	1.151	0.199	0.159	2.728	0.160
<i>Q1</i>	0.306	0.686	0.003	0.000	0.000	0.000	7.108	0.340	0.037	1.559	0.260
<i>Q3</i>	0.495	0.752	0.138	0.045	0.023	0.021	8.594	0.625	0.129	4.032	0.508

表3 各年度基金持股及交易量的均值

Table 3 Statistic of foud ownership and fund trading in different years

年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	所有年度
<i>HOLD</i>	7.132	6.273	7.222	8.558	17.405	15.923	10.910	10.169	7.382	9.852
<i>TRD</i>	4.885	2.964	3.460	5.201	3.888	5.502	4.001	4.093	3.890	4.119
<i>TRDB</i>	2.617	1.520	1.688	2.729	1.980	2.723	2.032	2.107	1.882	2.085
<i>TRDS</i>	2.231	1.422	1.738	2.458	1.884	2.765	1.967	1.976	2.000	2.018

表4给出了各变量间的Pearson相关系数.基金持股与股价联动性指标 $R^2$ 负相关,在常规水平下不显著,但与 $SRD$ 显著负相关.表明基金持股对股价联动性的影响存在不确定性,后面分样本检验的结果验证了这一结论.但基金交易,不论是买入还是卖出,都与 $R^2$ 和 $SRD$ 显著负相关,且买入与股价联动性的相关系数绝对值更高.这与买入行为常常是基于价值判断,因而公司的信息含量更高;但卖出交易有时仅是流动性需求导致的,因而公司信息含量低的结果相一致.此外,基金持股与基金交易间显著正相关,相关系数高达0.708,说明基金前期持股是影响基金后期交易的一个重要因素.除了公司规模以外,各控制变量之间、控制变量与自变量之间的相关系数都比较低,说明多重共线性问题不会影响到本文的分析结果.基金持股及交易都与公司规模显著正相关,且相关系数超过30%,这与我国基金公司偏好大公司股票的事实相符.为了控制公司规模的影响,在回归模型中加入规模变量,同时还按公

司规模分组,进行了稳健性检验.

### 3.2 基金持股与股价联动性

基于 $R^2$ 构建的股价联动性测度指标 $CM1$ ,表5给出了基金持股及交易行为对股价联动性的回归结果.回归1只包括控制变量,回归2加入了基金持股变量 $HOLD$ ,回归系数显著为负,且与回归1相比,调整 $R^2$ 有所提升;回归4同时考虑了基金持股和基金交易,此时, $HOLD$ 的回归系数显著为正;回归8将基金交易区分为买入交易和卖出交易后, $HOLD$ 的回归系数不显著.总体上,表5的结果表明,基金持股对股价联动性的影响不确定.前面理论分析表明,基金持股与股价联动性的关系会受其持股比例大小的影响.为此,将全样本按基金持股比例划分为3组<sup>⑥</sup>,分别考察在不同持股比例下,基金持股对股价联动性的影响,结果见表6.从表6可知,不论是单独考虑基金持股,还是同时考虑基金持股与基金交易,仅当基金持股比例高,基金持股才能降低股价联动性.假设1得到验证.

⑥ 即每一年按照上一年年末基金持股 $HOLD$ 划分为3组,将样本期间所有年份对应的小组(低、中、高)整合为基金持股比例低、中、高3组样本.

表4 各变量的 Pearson 相关系数  
Table 4 Pearson correlation coefficients of key variables

变量	$R^2$	SRD	HOLD	TRD	TRDB	TRDS	SIZE	LEV	ROE	MTOB	FIRSHR
$R^2$	1.000 -----										
SRD	0.807 (0.000)	1.000 -----									
HOLD	-0.005 (0.544)	-0.074 (0.000)	1.000 -----								
TRD	-0.097 (0.000)	-0.155 (0.000)	0.708 (0.000)	1.000 -----							
TRDB	-0.107 (0.000)	-0.161 (0.000)	0.653 (0.000)	0.975 (0.000)	1.000 -----						
TRDS	-0.081 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.730 (0.000)	0.976 (0.000)	0.904 (0.000)	1.000 -----					
SIZE	0.299 (0.000)	0.209 (0.000)	0.309 (0.000)	0.406 (0.000)	0.386 (0.000)	0.409 (0.000)	1.000 -----				
LEV	-0.153 (0.000)	-0.152 (0.000)	-0.085 (0.000)	-0.031 (0.001)	-0.029 (0.001)	-0.031 (0.000)	0.145 (0.000)	1.000 -----			
ROE	0.163 (0.000)	0.143 (0.000)	0.237 (0.000)	0.220 (0.000)	0.214 (0.000)	0.217 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.129 (0.000)	1.000 -----		
MTOB	-0.095 (0.000)	-0.035 (0.000)	0.171 (0.000)	0.094 (0.000)	0.089 (0.000)	0.095 (0.000)	-0.200 (0.000)	-0.062 (0.000)	-0.105 (0.000)	1.000 -----	
FIRSHR	0.053 (0.000)	0.030 (0.001)	0.069 (0.000)	0.109 (0.000)	0.107 (0.000)	0.106 (0.000)	0.241 (0.000)	-0.069 (0.000)	0.103 (0.000)	-0.058 (0.000)	1.000 -----

表5 全样本多变量回归分析(CM1)  
Table 5 Multivariate regressions for whole sample based on CM1

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
HOLD		-0.590*** (-15.03)		0.115** (2.33)				0.027 (0.53)
TRD			-2.084*** (-27.61)	-2.224*** (-23.08)				
TRDB					-4.145*** (-28.59)		-4.130*** (-14.3)	-4.124*** (-14.27)
TRDS						-3.685*** (-24.56)	-0.018 (-0.06)	-0.091 (-0.28)
CM1 <sub>t-1</sub>	0.376*** (45.79)	0.352*** (42.48)	0.330*** (40.57)	0.332*** (40.63)	0.333*** (41.18)	0.334*** (40.73)	0.333*** (40.97)	0.334*** (40.9)
SIZE	0.115*** (25.77)	0.145*** (29.87)	0.182*** (36.63)	0.180*** (36.15)	0.179*** (36.76)	0.175*** (35.04)	0.179*** (36.03)	0.179*** (35.83)
LEV	-0.419*** (-19.79)	-0.468*** (-22.01)	-0.490*** (-23.63)	-0.485*** (-23.30)	-0.487*** (-23.55)	-0.483*** (-23.16)	-0.487*** (-23.52)	-0.486*** (-23.37)
ROE	0.270*** (11.48)	0.351*** (14.65)	0.401*** (17.18)	0.394*** (16.76)	0.399*** (17.16)	0.386*** (16.44)	0.399*** (17.12)	0.397*** (16.92)
MTOB	-0.013*** (-7.65)	-0.007*** (-4.14)	-0.002 (-1.52)	-0.003* (-1.76)	-0.003* (-1.76)	-0.003** (-2.1)	-0.003* (-1.75)	-0.003* (-1.79)
FIRSHR	-0.114*** (-3.83)	-0.132*** (-4.50)	-0.144*** (-5.00)	-0.142*** (-4.94)	-0.140*** (-4.88)	-0.143*** (-4.93)	-0.140*** (-4.88)	-0.140*** (-4.87)
截距	-0.862*** (-19.67)	-1.094*** (-23.73)	-1.383*** (-29.72)	-1.373*** (-29.38)	-1.365*** (-29.70)	-1.330*** (-28.39)	-1.365*** (-29.33)	-1.363*** (-29.2)
行业	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整 R <sup>2</sup>	0.467	0.477	0.498	0.498	0.500	0.492	0.500	0.500

注: 括号内为 t 统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5% 或 10% 水平下显著。

在控制变量中, 被解释变量的滞后项 ( $CM1_{t-1}$ ) 与被解释变量显著正相关, 说明股价联动性存在正的自相关性. 公司规模 ( $SIZE$ ) 及盈利能力 ( $ROE$ ) 与股价联动性显著正相关,

财务杠杆 ( $LEV$ )、市值账面比 ( $MTOB$ )、第一大股东持股比例 ( $FIRSHR$ ) 都与股价联动性显著负相关, 这与 Morck 等<sup>[2]</sup> 及 Gul 等<sup>[7]</sup> 的结论相一致.

表 6 不同持股比例样本多变量回归分析 ( $CM1$ )

Table 6 Multivariate regressions for sub-sample with different fund ownership (dependent variable:  $CM1$ )

变量	基金持股比例低			基金持股比例中			基金持股比例高		
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 1	回归 2	回归 3	回归 1	回归 2	回归 3
$HOLD$	5.170 (0.55)		8.399 (0.90)	- 0.358 (- 0.70)		0.182 (0.351)	- 0.719*** (- 12.79)		- 0.157** (- 2.46)
$TRD$		- 4.456*** (- 5.22)			- 2.559*** (- 7.53)			- 2.357*** (- 26.13)	
$TRDB$			- 5.241*** (- 2.85)			- 5.122*** (- 6.01)			- 4.168*** (- 14.38)
$TRDS$			- 3.085 (- 0.95)			1.117 (- 0.93)			- 0.206 (- 0.61)
$CM1_{t-1}$	0.347*** (26.55)	0.348*** (26.74)	0.348*** (26.72)	0.300*** (18.58)	0.299*** (18.65)	0.298*** (18.61)	0.341*** (22.15)	0.302*** (20.91)	0.302*** (20.69)
$SIZE$	0.154*** (15.18)	0.164*** (16.44)	0.162*** (15.83)	0.139*** (14.55)	0.162*** (16.35)	0.160*** (16.11)	0.087*** (10.32)	0.178*** (19.85)	0.167*** (18.44)
$LEV$	- 0.523*** (- 16.89)	- 0.526*** (- 17.04)	- 0.525*** (- 16.99)	- 0.488*** (- 10.92)	- 0.499*** (- 11.24)	- 0.502*** (- 11.31)	- 0.122*** (- 2.67)	- 0.255*** (- 5.84)	- 0.240*** (- 5.50)
$ROE$	0.301*** (9.73)	0.310*** (10.02)	0.310*** (10.03)	0.489*** (9.47)	0.536*** (10.43)	0.535*** (10.38)	0.332*** (4.33)	0.571*** (7.83)	0.576*** (7.91)
$MTOB$	- 0.004* (- 1.88)	- 0.004* (- 1.70)	- 0.004* (- 1.70)	- 0.006 (- 1.35)	- 0.001 (- 0.27)	- 0.001 (- 0.31)	- 0.028*** (- 7.50)	- 0.013*** (- 3.59)	- 0.014*** (- 4.03)
$FIRSHR$	- 0.149*** (- 2.81)	- 0.143*** (- 2.71)	- 0.143*** (- 2.69)	- 0.141*** (- 2.75)	- 0.124*** (- 2.43)	- 0.126** (- 2.48)	- 0.088* (- 1.85)	- 0.146*** (- 3.25)	- 0.140*** (- 3.13)
截距	- 1.215*** (14.13)	- 1.280*** (- 14.81)	- 1.275*** (- 14.73)	- 1.042*** (- 12.07)	- 1.232*** (- 13.80)	- 1.222*** (- 13.67)	- 0.662*** (- 7.60)	- 1.396*** (- 15.78)	- 1.319*** (- 14.85)
行业	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整 $R^2$	0.487	0.490	0.490	0.464	0.472	0.473	0.463	0.520	0.525

注: 括号内为 t 统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著.

### 3.3 基金交易与股价联动性

表 5 的回归 3 单独考察了基金总成交金额占  $TRD$  对股价联动性的影响.  $TRD$  的回归系数显著为负, 且与回归 1 相比, 调整  $R^2$  有较大增加, 说明基金交易确实是影响股价联动性的重要因素. 当同时考虑基金持股和基金交易时(回归 4), 基金交易  $TRD$  的回归系数仍显著为负; 同样, 在表 6 中, 不论基金持股比例高还是低的样本, 基金交易  $TRD$  的回归系数始终显著为负, 表明基金交易确实能有效地传递公司特有信息、降低股价

联动性. 表 5 的回归 5 和回归 6 分别考察了基金买入交易  $TRDB$  和基金卖出交易  $TRDS$  对股价联动性的影响,  $TRDB$ 、 $TRDS$  的回归系数都显著为负, 但回归 7 将  $TRDB$  和  $TRDS$  同时加入模型后, 仅有  $TRDB$  的回归系数仍显著为负,  $TRDS$  的回归系数不再显著. 回归 8 的结果与回归 7 的结果一致. 在表 6 分组回归中, 将基金交易  $TRD$  区分为基金买入交易  $TRDB$  和基金卖出交易  $TRDS$  后, 仅有  $TRDB$  的回归系数显著为负. 结合表 5 和表 6 的结果可知, 基金交易能够传递更多的公司特有信



息、降低股价联动性;与基金卖出相比,基金买入能够将更多的公司特有信息融入股价中,对股价联动性的影响更大.假设2得到验证.

### 3.4 公司规模对基金交易与股价联动性关系的影响

公司透明度会影响基金公司搜集信息的难度及成本,大公司信息披露通常比小公司多,公司信息透明度较高.此外,表4中的相关系数表明,基金持股与交易行为与公司的规模均显著正相关.公司的规模越大,公司股票被基金持有、买入或卖出的份额也越多.为了进一步控制公司规模对股价联动性的潜在影响,与表6中样本分组相似,表7给出了按公司规模分组后基金持股与交易行为对股价联动性(CM1)的影响.表7中,为了对比不同组别基金持股及基金交易的回归系数

的大小,对每组的基金持股变量 HOLD 及基金交易变量 TRD、TRDB、TRDS 进行标准化处理.

表7中数据显示,在控制变量的基础上,当只考虑基金持股时(回归1),基金持股 HOLD 的回归系数显著为负,且回归系数的绝对值随公司规模增大而增大;当只考虑基金交易时(回归2),TRD 的回归系数的绝对值也随公司规模增大而增加(分别为 -0.035, -0.069 和 -0.182);当同时考虑基金持股和基金交易后(回归3),仅有基金买入交易 TRDB 的回归系数显著为负,其回归系数的绝对值也同样随公司规模增大而增加(分别为 -0.028, -0.073 和 -0.198).即公司的规模越大,机构投资者的交易、特别是买入交易对股价联动性的影响越大.假设3得到验证.

表7 不同公司规模样本多变量回归分析(CM1)

Table 7 Multivariate regressions for sub-sample with different firm size (dependent variable: CM1)

变量	公司规模小			公司规模中			公司规模大		
	回归1	回归2	回归3	回归1	回归2	回归3	回归1	回归2	回归3
HOLD	-0.001*** (-4.48)		0.000 2* (1.65)	-0.014*** (-9.97)		0.000 5 (-0.28)	-0.084*** (-9.69)		0.004 (0.34)
TRD		-0.035*** (-8.80)			-0.069*** (-17.06)			-0.182*** (-20.21)	
TRDB			-0.028*** (-3.75)			-0.073*** (-9.13)			-0.198*** (-11.52)
TRDS			-0.017*** (-2.78)			-0.004 (-0.63)			0.011 (0.57)
CM1 <sub>t-1</sub>	0.328*** (22.83)	0.325*** (22.83)	0.326*** (22.90)	0.330*** (22.53)	0.311*** (21.63)	0.312*** (21.75)	0.362*** (24.95)	0.335*** (23.90)	0.342*** (24.33)
SIZE	0.216*** (12.05)	0.224*** (12.69)	0.220*** (12.40)	0.134*** (4.82)	0.161*** (5.94)	0.157*** (5.79)	0.070*** (6.85)	0.139*** (13.07)	0.131*** (12.34)
LEV	-0.495*** (-15.48)	-0.508*** (-16.04)	-0.504*** (-15.85)	-0.465*** (-10.78)	-0.515*** (-12.26)	-0.512*** (-12.11)	-0.290*** (-6.21)	-0.388*** (-8.56)	-0.368*** (-8.11)
ROE	0.216*** (6.34)	0.238*** (7.05)	0.234*** (6.93)	0.541*** (11.89)	0.603*** (13.56)	0.602*** (13.46)	0.521*** (9.56)	0.651*** (12.36)	0.637*** (12.05)
MTOB	-0.006*** (-2.65)	-0.004* (-1.90)	-0.004** (-1.98)	-0.012*** (-3.17)	-0.004 (-1.03)	-0.004 (-1.16)	-0.016*** (-3.78)	-0.003 (-0.67)	-0.005 (-1.19)
FIRSHR	-0.075 (-1.22)	-0.094 (-1.55)	-0.095 (-1.56)	-0.185*** (-3.79)	-0.188*** (-3.93)	-0.184*** (-3.84)	-0.106*** (-2.34)	-0.150*** (-3.42)	-0.138*** (-3.15)
截距	-1.667*** (-12.30)	-1.729*** (-12.90)	-1.708*** (-12.69)	-0.970*** (-4.36)	-1.200*** (-5.50)	-1.174*** (-5.38)	-0.596*** (-5.77)	-1.198*** (-11.45)	-1.140*** (-10.89)
行业	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整 R <sup>2</sup>	0.450	0.458	0.458	0.428	0.452	0.454	0.452	0.488	0.493

注: 括号内为t统计量; \*\*\*, \*\*, \* 分别代表在1%、5%、10%水平下显著; 为了比较不同组别基金持股及基金交易回归系数的大小, 本表回归分析时对每组的基金持股变量 HOLD 及基金交易变量 TRD、TRDB、TRDS 进行了标准化处理.

## 4 稳健性检验

为了验证所得结果的有效性,下面分别从 4 个方面进行稳健性检验。

### 4.1 因变量为 $CM2$

在前面的回归分析中,均是以  $R^2$  构建的联动指标  $CM1$  为因变量。为了验证所得结果与股价联动性的度量方法无关,表 8 报告了以一段时间内个股收益与市场收益同方向变动比率作为股价联动性测度指标( $CM2$ )的分样本回归结果<sup>⑦</sup>。从表 8 可知,以  $CM2$  作为股价联动性测度指标的结果与  $CM1$  作为股价联动性测度指标的结果(表 6 和表 7)基本一致。假设 1 ~ 假设 3 均再次得到了验证。

### 4.2 Fama-Macbeth 回归

在前面的分析中,对模型的估计采用的是 OLS 回归。而股价联动性具有显著的正自相关性。为了控制变量的自相关性对分析结果可能的影

响,参考 Piotroski 和 Roulstone<sup>[12]</sup> 及 Boehmer 和 Kelley<sup>[11]</sup> 的做法,对模型(3)进行 Fama-Macbeth 回归。表 9 报告了基金持股  $HOLD$ 、基金交易  $TRD$ 、基金买入交易  $TRDB$  与卖出交易  $TRDS$  系数的均值。表 9 的数据显示,无论以  $CM1$  还是  $CM2$  作为股价联动性测度指标,其结果与表 5 基于 OLS 回归的结果一致。即本文所得结论与模型的估计方法无关。

### 4.3 基金持股不为零的样本

表 1 的样本分布显示,在 1 848 家上市公司、共计 13 416 个年度样本点中,有基金持有的样本点占总样本的 74.7%,即约有 25% 的样本点未被基金持有过。基金交易的样本点为 7 184 个,占基金持有股票样本点的 71.64%。为了避免未被基金持有的样本对分析结果的影响,从全样本中剔除基金持股为零的样本点。回归结果如表 10 所示(股价联动性指标仍为  $CM1$ )。表 10 结果与表 5 ~ 表 7 一致。表明本文前面所得结果与样本的选取无关。

表 8 不同持股比例或不同规模分样本多变量回归分析( $CM2$ )

Table 8 Multivariate regressions for sub-sample with different fund ownership or firm size (dependent variable:  $CM2$ )

A 组	基金持股比例低			基金持股比例中			基金持股比例高		
$HOLD$	8.649 (1.33)		10.51 (1.61)	- 0.504 (- 1.43)		- 0.208 (- 0.58)	- 0.577*** (- 14.06)		- 0.225*** (- 4.77)
$TRD$		- 2.545*** (- 4.29)			- 1.455*** (- 6.18)			- 1.604*** (- 24.04)	
$TRDB$			- 2.809** (- 2.20)			- 2.839*** (- 4.81)			- 2.786*** (- 13.0)
$TRDS$			- 2.216 (- 0.98)			0.624 (0.75)			0.012 (0.05)
调整 $R^2$	0.431	0.433	0.433	0.421	0.427	0.428	0.372	0.422	0.429
B 组	公司规模小			公司规模中			公司规模大		
$HOLD$	- 0.0005*** (- 6.67)		0.000 (0.087)	- 0.012*** (- 12.10)		- 0.004*** (- 3.479)	- 0.076*** (- 12.10)		- 0.019** (- 2.41)
$TRD$		- 0.029*** (- 10.42)			- 0.047*** (- 16.56)			- 0.131*** (- 20.23)	
$TRDB$			- 0.020*** (- 3.73)			- 0.051*** (- 8.996)			- 0.131*** (- 10.61)
$TRDS$			- 0.012*** (- 2.88)			0.004 (0.875)			0.010 (0.70)
调整 $R^2$	0.410	0.420	0.419	0.367	0.384	0.389	0.406	0.439	0.443

注: 括号内为 t 统计量; \*\*、\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著; 回归分析时 B 组按公司规模分组时对基金持股变量  $HOLD$  及基金交易变量  $TRD$ 、 $TRDB$ 、 $TRDS$  进行了标准化处理。

⑦ 为了节省篇幅,本表没有给出控制变量的估计值,但果与表 5 基本一致,无质的差异。表 9 及表 10 也类似。

表9 全样本 Fama-Macbeth 回归分析 (CM1, CM2)

Table 9 Fama-Macbeth regressions for whole sample based on CM1 and CM2

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
(CM1)								
HOLD		- 0.668*** ( - 6.93)		0.247 ( 1.57)				0.167 ( 0.96)
TRD			- 2.167*** ( - 18.50)	- 2.450*** ( - 9.27)				
TRDB					- 4.272*** ( - 17.03)		- 3.811*** ( - 5.30)	- 3.634** ( - 4.61)
TRDS						- 3.809*** ( - 21.16)	- 0.446 ( - 0.70)	- 1.034 ( - 1.01)
调整 R <sup>2</sup>	0.362	0.376	0.401	0.404	0.404	0.393	0.405	0.408
(CM2)								
HOLD		- 0.586*** ( - 4.92)		- 0.003 ( - 0.03)				- 0.072 ( - 0.70)
TRD			- 1.596*** ( - 8.02)	- 1.577*** ( - 7.44)				
TRDB					- 3.073*** ( - 7.83)		- 2.274*** ( - 3.66)	- 2.289*** ( - 3.61)
TRDS						- 2.863*** ( - 8.30)	- 0.884 ( - 1.79)	- 0.677 ( - 1.49)
调整 R <sup>2</sup>	0.260	0.288	0.313	0.316	0.315	0.304	0.317	0.320

注: 括号内为 t 统计量, \*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著。

表10 基金持股不为零样本多变量回归分析 (CM1)

Table 10 Multivariate regressions for sample with non-zero fund ownership (dependent variable: CM1)

A 组	基金持股比例低			基金持股比例中			基金持股比例高		
HOLD	- 1.270 ( - 0.83)		- 0.082 ( - 0.05)	0.028 ( 0.08)		0.431 ( 1.23)	- 0.769*** ( - 11.32)		- 0.178** ( - 2.34)
TRD		- 4.176*** ( - 6.88)			- 2.324*** ( - 8.81)			- 2.362*** ( - 23.61)	
TRDB			- 6.548*** ( - 4.80)			- 5.421*** ( - 7.59)			- 3.915*** ( - 12.60)
TRDS			- 0.270 ( - 0.13)			1.668 ( 1.77)			- 0.479 ( - 1.32)
调整 R <sup>2</sup>	0.477	0.485	0.485	0.419	0.433	0.437	0.450	0.514	0.518
B 组	公司规模小			公司规模中			公司规模大		
HOLD	- 0.087*** ( - 8.47)		0.001 ( 0.06)	- 0.109*** ( - 10.42)		- 0.018 ( - 1.36)	- 0.087*** ( - 8.45)		0.011 ( 0.87)
TRD		- 0.137*** ( - 14.78)			- 0.177*** ( - 17.72)			- 0.186*** ( - 18.31)	
TRDB			- 0.090*** ( - 6.12)			- 0.164*** ( - 9.61)			- 0.191*** ( - 9.92)
TRDS			- 0.056*** ( - 3.50)			- 0.003 ( - 0.16)			- 0.003 ( - 0.12)
调整 R <sup>2</sup>	0.417	0.444	0.444	0.412	0.446	0.450	0.443	0.484	0.489

注: 括号内为 t 统计量, \*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著; 回归分析时 B 组按公司规模分组时对基金持股变量 HOLD 及基金交易变量 TRD、TRDB、TRDS 进行了标准化处理。

#### 4.4 半年度基金交易数据

前面所有数据分析均是基于年度数据而进行的。按证监会的规定, 投资基金在其半年报中也需要公布报告期内累计买入和卖出价值超出期初基金资产净值 2% 或前 20 名的股票明细。为了探讨数据采样是否也会对分析结果产生影响, 以半年为时间单位, 重新计算股价联动性、基金持股、基金买入与卖出份额, 并重复前面的分析过程, 结果与基于年度数据的分析结果无质的差异。出于篇幅考虑, 本文未列出具体的数据, 但可向作者索取。

## 5 结束语

中国证券市场自成立以来, 个体投资者一直都是市场的主要参与者。近年来, 以投资基金为代表的机构投资者得到了快速发展, 投资基金无论从规模还是影响力上对资本市场所起的作用越来越重要。在中国证券市场上市公司“一股独大”的背景下, 投资基金能否对上市公司发挥监督作用、改善公司信息环境、是否是信息交易者则一直是学术界及实务界关注的热点。本文从信息视角深入地分析了投资基金持股及交易对股价联动性的影响。

研究发现: 首先, 基金持股对股价联动的作

用受其持股比例大小的影响, 只有当基金持股比例较高时, 基金持股能够增加股价信息含量、降低股价联动性。将全样本按照基金持股比例划分为 3 组后, 只有在基金持股比例较高的组, 基金持股的回归系数显著为负, 其余两组, 基金持股的回归系数不显著。

其次, 与基金持股相比, 基金交易、特别是基金的买入交易能够将更多的公司特有信息融入到股价中, 降低股价联动性。不论是全样本还是按基金持股比例、公司规模分组后的分样本, 基金总交易与股价联动性都显著负相关, 但区分基金买入与卖出交易后, 只有基金买入交易与股价联动性显著负相关, 基金卖出交易与股价联动性之间的关系不再显著。

最后, 公司的规模越大, 公司信息透明度越好, 机构投资者的交易行为能传递更多的公司信息, 对股价联动性的影响也越大。若将全样本按公司规模划分为三组, 基金交易的回归系数的绝对值会随公司规模增大而增加(分别为  $-0.035$ ,  $-0.069$ ,  $-0.182$ )。

本文的工作肯定了投资基金改善公司信息环境及价值投资的作用, 填补了中国证券市场投资基金是否是信息交易者的空白。另外, 对投资基金买入交易和卖出交易的划分, 验证了机构投资者的买入交易与卖出交易具有信息不对称的作用。

#### 参考文献:

- [1] Roll R.  $R^2$  [J]. *Journal of Finance*, 1988, 43(3): 541-566.
- [2] 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.
- [3] Jin L, Myers S.  $R^2$  around the world: New theory and new tests [J]. *Journal of Finance*, 2006, 79(2): 257-292.
- [4] Hutton A, Marcus A, Tehranian H. Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [5] 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 investors, informed trading and market efficiency: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (4): 131-145. (in Chinese)
- [6] 王咏梅, 王亚平. 机构投资者如何影响市场的信息效率——来自中国的经验证据 [J]. *金融研究*, 2011, (10): 112-126.  
Wang Yongmei, Wang Yaping. How did institutional investors affect information efficiency? Evidence from China [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (10): 112-126. (in Chinese)

- [7] Gul F A , Kim J B , Qiu A A. Ownership concentration , foreign shareholding , audit quality , and stock price synchronicity: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Economics* , 2010 , 95( 3) : 425-442.
- [8] Ding R , Hou W , Kuo J M , et al. Fund ownership and stock price informativeness of Chinese listed firms [J]. *Journal of Multinational Financial Management* , 2013 , 23( 3) : 166-185.
- [9] Kim J B , Krinsky I , Lee J. Institutional holdings and trading volume reactions to quarterly earnings announcements [J]. *Journal of Accounting , Auditing & Finance* , 1997 , 12( 1) : 1-14.
- [10] 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.
- [11] Boehmer E , Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. *Review of Financial Studies* , 2009 , 22( 9) : 3563-3594.
- [12] Piotroski J D , Roulstone B T. The influence of analysts , institutional investors , and insiders on the incorporation of market , industry , and firm-specific information into stock prices [J]. *The Accounting Review* , 2004 , 79( 4) : 1119-1151.
- [13] Campbell J Y , Ramadorai T , Schwartz A. Caught on tape: Institutional trading , stock returns , and earnings announcements [J]. *Journal of Financial Economics* , 2009 , 92( 1) : 66-91.
- [14] He J , Ng L , Wang Q. Quarterly trading patterns of financial institutions [J]. *Journal of Business* , 2004 , 77( 3) : 493-509.
- [15] Hu G , McLean R D , Pontiff J , et al. The year-end trading activities of institutional investors: Evidence from daily trades [J]. *Review of Financial Studies* , 2014 , 27( 5) : 1593-1614.
- [16] Kraus A , Stoll H R. Price impacts of block trading on the New York Stock Exchange [J]. *The Journal of Finance* , 1972 , 27( 3) : 569-588.
- [17] Keim D B , Madhavan A. The upstairs market for large-block transactions: Analysis and measurement of price effects [J]. *Review of Financial Studies* , 1996 , 9( 1) : 1-36.
- [18] Gemmill G. Transparency and liquidity: A study of block trades on the London Stock Exchange under different publication rules [J]. *The Journal of Finance* , 1996 , 51( 5) : 1765-1790.
- [19] Chan L K C , Lakonishok J. Institutional trades and intraday stock price behavior [J]. *Journal of Financial Economics* , 1993 , 33( 2) : 173-199.
- [20] Chiyachantana C N , Jain P K , Jiang C , et al. International evidence on institutional trading behavior and price impact [J]. *The Journal of Finance* , 2004 , 59( 2) : 869-898.
- [21] Brennan M , Subrahmanyam A. Investment analysis and price formation in securities markets [J]. *Journal of Financial Economics* , 1995 , 38( 3) : 361-381.
- [22] Sias R W. Volatility and the institutional investor [J]. *Financial Analysts Journal* , 1996 , 52( 2) : 13-20.
- [23] Nagel S. Short sales , institutional investors and the cross-section of stock returns [J]. *Journal of Financial Economics* , 2005 , 78( 2) : 277-309.
- [24] Field L C , Lowry M. Institutional versus individual investment in IPOs: The importance of firm fundamentals [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 2009 , 44( 03) : 489-516.
- [25] Morgan A , Poulsen A , Wolf J , et al. Mutual funds as monitors: Evidence from mutual fund voting [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2011 , 17( 4) : 914-928.
- [26] Hartzell J C , Starks L T. Institutional investors and executive compensation [J]. *Journal of Finance* , 2003 , 58( 6) : 2351-2374.
- [27] Bushee B J. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior [J]. *Accounting Review* , 1998 , 73( 3) : 305-333.
- [28] Chung R , Firth M , Kim J B. Institutional monitoring and opportunistic earnings management [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2002 , 8( 1) : 29-48.
- [29] Koh P S. On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management [J]. *The British Accounting Review* , 2003 , 35( 2) : 105-128.
- [30] Shleifer A , Vishny R W. Large shareholders and corporate control [J]. *The Journal of Political Economy* , 1986 , 94( 3) :

- 461-488.
- [31]Chen X ,Harford J ,Li K. Monitoring: Which institutions matter? [J]. *Journal of Financial Economics* ,2007 ,86( 2) : 279-305.
- [32]Ajinkya B ,Bhojraj S ,Sengupta P. The association between outside directors ,institutional investors and the properties of management earnings forecasts [J]. *Journal of Accounting Research* ,2005 ,43( 3) : 343-376.
- [33]Kyle A S. Continuous auction and insider trading [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* ,1985 ,53( 6) : 1315-1335.
- [34]Admati A R ,Pfleiderer P. A theory of intraday patterns: Volume and price variability [J]. *Review of Financial Studies* ,1988 ,1( 1) : 3-40.
- [35]Barclay M J ,Warner J B. Stealth trading and volatility: Which trades move prices? [J]. *Journal of Financial Economics* ,1993 ,34( 3) : 281-305.
- [36]余秋玲 ,朱宏泉. 宏观经济信息与股价联动——基于中国市场的实证分析 [J]. *管理科学学报* ,2014 ,17( 3) : 15-26.  
Yu Qiuling ,Zhu Hongquan. Macroeconomic information and stock price synchronicity: Empirical analysis in Chinese stock markets [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2014 ,17( 3) : 15-26. ( in Chinese)
- [37]张继勋 ,刘文欢. 行业现金分红压力 ,股价波动与现金分红决策 [J]. *现代财经 ( 天津财经大学学报)* ,2014 , ( 3) : 65-74.  
Zhang Jixun ,Liu Wenhuan. Cash dividend distribution pressure in industry ,stock price volatility and cash dividend decision: An experimental evidence [J]. *Modern Finance and Economics—Journal of Tianjin University of Finance and Economics* ,2014 , ( 3) : 65-74. ( in Chinese)

## Impact of fund ownership and trading on stock return synchronicity

*PAN Ning-ning ,ZHU Hong-quan*

School of Economics and Management ,Southwest Jiaotong University ,Chengdu 610031 ,China

**Abstract:** We examine how fund ownership and trading contribute to the firm-specific information measured by the stock return synchronicity. Based on hand-collected fund trading data ,we find only when the fund ownership of a firm is high ,is the fund ownership positively associated with the information contained in the stock price ,which reduces the return synchronicity. In addition ,we find the fund trading can directly incorporate information into the stock price and lower the stock return synchronicity. Moreover ,this negative relationship between fund trading and synchronicity is from the buy-side rather than sell-side. Information transparency of big firms is better ,funds' trading on big firms can reveal more firm-specific information ,and has a greater impact on synchronicity. Overall ,fund ownership and trading behavior can improve the information environment of listed firms and the efficiency of the capital market.

**Key words:** stock return synchronicity; fund ownership; fund trading; information