

会计盈余质量与基金羊群行为

曹胜¹, 张成², 朱红军³

(1.同济大学经济与管理学院, 上海, 200433

2.3.上海财经大学会计学院, 上海, 200433)

摘要: 本文从盈余质量的角度, 检验基金羊群行为是否受到上市公司信息披露的影响。通过 2006~2010 年的样本发现: 线下项目利润占比更高、盈余波动性更大的公司更易引起基金的羊群行为, 但应计项目导致的低盈余质量与基金的羊群行为不相关。进一步发现, 财务分析师的跟随能直接减少羊群行为并减弱盈余波动性对羊群行为的影响, 可是未发现分析师跟随能减低盈余质量对基金羊群行为的影响。本文的结果支持信息缺乏导致机构投资者羊群行为的解释, 而且财务分析师能给市场提供增量信息, 减少羊群行为的发生。

关键字: 盈余质量; 基金; 羊群行为; 财务分析师

中图分类号: F234

文献标识码: A

一 引言

投资者的羊群行为(Herding Behavior)是行为金融研究的一个重要问题, 而共同基金作为股票市场中的关键成员, 其羊群行为尤其受到关注。以往对基金的羊群行为研究主要集中在三个方面: (1) 有没有基金采用动量交易策略(Momentum trading strategy)且因此获利, 并由此衍生出是否存在羊群行为的检验; (2) 对基金羊群行为的解释; (3) 羊群行为的经济后果。在羊群行为的解释中, 基金相同的投资偏好(Falkenstein, 1996)、私有信息(Brennan, 1990; Froot, Scharfstein and Stein, 1992; Hirshleifer, Subrahmanyam and Titman, 1994;)以及模拟成功者(Scharfstein and Stein, 1990)几个方面更为被大家认可。然而, 从上市公司信息披露环境上的差异, 尤其是盈余质量角度考虑的研究还很缺乏。

上市公司的盈余信息是投资者进行股权定价的重要参考,对未来业绩的准确预测更是机构投资者孜孜以求的目标。如果上市公司的盈余质量较低、可持续性较弱,将影响投资者对未来盈余的估计,从而增加权益估值的不确定性。此情形下,部分机构投资者可能选择“用脚投票”,偏好投资一些信息披露更充分、质量更高的公司股票;剩下的投资者在投资行为上可能对风险更为敏感,弱化对盈利预测的依赖,转而侧重内部信息与其他投资者的买卖选择作出投资决策,出现更多的同买同卖现象。

信息披露质量更差的上市公司,机构投资者是否更倾向于羊群行为?这是本文要回答的主要问题。基金作为机构投资者的主要代表,我们尚未发现对上市公司盈余质量和基金的羊群行为进行实证检验的文献。本文借鉴LSV(1992)的方法衡量上市公司层面的基金羊群行为,同时以非正常应计项目(Jones, 1991;夏立军, 2003)、线下利润(Chen and Yuan, 2004)以及盈余波动性逐一代理盈余质量。这三个指标从不同方面反映了未来盈余的可预测性,即基于盈余信息定价的风险。

实证结果显示线下项目利润占比更高、盈余波动性更大的公司更易引起基金的羊群行为,但应计项目导致的低盈余质量与基金的羊群行为不相关。进一步发现,财务分析师的跟随能减少羊群行为,可没有发现分析师跟随能减弱线下利润对基金羊群行为的影响。

我们的结论符合“信息缺乏”对羊群行为的解释,而且我们认为“信息缺乏”应包含“信息的不确定性”这一方面,而并不简单指不能获取到信息。本文的贡献在于通过会计信息视角解读投资者羊群行为,并且发现国内基金选择羊群行为也会受到盈余信息不确定性的影响;再次,信息中介的存在(比如财务分析师),能削弱信息不确定性的影响。

本文内容作如下安排:第二部分为文献回顾;接着提出我们的研究假说,第四部分为研究设计和数据来源,第五部分为描述性统计和实证结果,接着是一些敏感性检验,最后为全文总结。

二 文献回顾

羊群行为指投资者在某一段时间内同时买入或者卖出相同投资标的的行为。早期诸多学者曾对其存在性进行过研究,尤其是针对机构投资者的羊群行为(Lakonishok, Shleifer and Vishny, 1992; Grinblatt, Titman and Wermers, 1995; Wermers, 1999),上述文献对机构投资者羊群行为的证据较弱。Sias(2002)采用新的衡量方法后,发现机构投资者的交易显著受到前一期其他机构投资者的持股交易情况的影响,从而找到了羊群行为的较强证据。进一步的发现来自于Gelos and Wei(2002),他们对比不同国家的信息透明度与基金的投资行为,发现信息越不透明的国家,基金的羊群行为越普遍。

Gelos and Wei(2002)的研究对于新兴资本市场具有一定意义,因为新兴资本市场被认为在信息披露、交易规范和监管处罚方面存在缺陷,新兴市场是否存在更强的羊群行为证据呢?一些研究(Chang et al., 2000; Borensztein and Gelos, 2001; Voronkova and Bohl, 2005 等)给出了新兴资本市场样本的肯定回答,同时其他国家也发现了基金羊群行为的直接证据(如 Lobao and Serra, 2002; Walter and Weber, 2006)。中国作为重要的新兴市场,较多文章已对机构的羊群行为进行了检验并得到了实证支持,比如宋军和吴冲锋(2001)、伍旭川和何鹏(2005)、刘成彦等(2007);田存志和赵萌(2011)、蔡庆丰等(2011)。

该如何解释机构的羊群行为呢？一些主要的观点包括 Bikhchandani et al. (1992) 提出的信息瀑布模型 (Information Cascade, 也译作信息级联、叠加效应等)、Scharfstein and Stein(1990) 提出的声誉风险模型以及私有信息模型 (Froot et al., 1992)。Bikhchandani et al. (1992) 认为基金经理考虑到个人所拥有的定价信息很难撼动市场整体的定价水平, 所以选择跟从市场大众可能是较优选择。如果每个投资者都这么考虑, 就会形成信息瀑布, 即单个投资者的决定取决于市场整体的情况, 而每个投资者又都参与到影响市场的队列中, 如此反馈形式犹如“瀑布”一般。

第二个解释中, Scharfstein and Stein(1990) 认为即使基金经理掌握私有信息, 也会不顾该信息选择跟随, 因为基于私有信息的“特立独行”投资一旦不能成功, 反而对自己的声誉带来更大的损害, 反倒不如从众以免受指责。

第三个解释不再从投资者掌握的私有信息角度出发, 而认为投资者可能有共同的信息源, 从而导致他们作出的投资决定都是相近或相同的。该解释与前两种解释不同之处还在于: 前两种解释是故意选择跟随大众, 第三个解释则是基于共同信息带来的相同结果, 从而被动地归类为羊群行为。

上述三类解释并非互斥的, 所以现实中的羊群行为可能是任何一种情况导致, 更可能是多种情形的叠加。即便如此, 我们依旧对导致羊群行为的外在环境因素所知甚少, 尤其是市场整体的信息环境。之前的解释忽视了公司间信息披露充分度和可靠性的差异, 这与现实不符。一些公司的特征差异 (如规模, Lakonishok et al., 1992) 可能导致羊群行为程度不同。

如上所述, 基于公司层面的考虑可能给我们提供更有意义的结论, 比如 Chan et al. (2005) 用分析师的预测分歧度代理市场对公司的了解程度, 发现分析师预测分歧越大的公司, 投资其中的基金更容易选择羊群行为。不过哪些具体的信息导致分析师预测分歧增大, Chan et al. (2005) 没有给出进一步的分析。

三 假说提出

投资者 (包括基金) 的买卖决策可能基于一系列相关信息, 比如对公司的盈利和成长性预期、其他投资者的投资决策、基金内部考核制度、市场监管等等。在这一系列因素中, 不同的投资者可能对各个信息的依赖权重不一样, 从而形成自身理性或非理性的买卖决策。

对于大多数投资者 (尤其是机构投资者), 上市公司的盈利预期无疑是非常重要的, 因为盈利直接影响对上市公司的估值。如果基金经理发现一家上市公司的盈利信息较难预测, 从而增加了基于盈余预期的定价风险, 基金经理可能会选择“用脚投票”远离这些更高风险的投资品种。另一个选择则是增加对其他信息的依赖程度, 比如尝试构建私有信息的获取渠道、跟随其他的投资者 (尤其是私有信息获得者) 的买卖决策等。

在第二种选择中, 如果更依赖其他投资者的买卖信息, 可能增加该公司股票的羊群行为, 这符合“信息瀑布模型”的解释 (Bikhchandani et al., 1992); 如果基金尝试构建私有信息获取渠道, 那么在这种行为被市场觉察后, 按照声誉模型的解释, 也会导致羊群行为。

哪类公司的盈余信息较难预测呢? 按照 Jones(1991) 的发现, 盈余构成中应计项目的持续性比现金流更弱, 非正常应计占比越高的公司, 其盈余持续性更弱。反观国内较为普遍的债务重组等现象, Chen and Yuan(2004) 则发现营业利润以下的线下项目利润占比也与盈余的可持续性相关, 因为线下项目利润多是一次性

发生的经济业务，所以线下利润的持续性更弱。由于可持续性是盈余质量的重要方面，所以上述两个方法也被普遍用作盈余质量的衡量。还有一个直接衡量盈余持续性的方法是盈余的波动性（Earnings volatility），该方法综合考虑了企业的盈余管理和公司所在行业波动等因素，从最后的盈利波动上考虑可预测性。

按照上述分析，我们提出研究假说：

H1：上市公司低质量的盈余披露，可能导致基金的羊群行为。

基金通过其他渠道获得公司的相关信息，可能有一个替代方式，那就是财务分析师的跟踪。作为上市公司的和投资者之间的信息搜集、处理和传递者，财务分析师专注于特定行业的某些公司，综合各方面的信息，提供对上市公司未来（一般是三年）的盈利预测和基于当时股价的投资评级。

财务分析师的信息渠道包括市场公开信息、实地调研，甚至包括与公司管理层的公开或私下交流（Francis and Phibrick, 1993; Das et al., 1998），如果公司信息披露质量不高的短板能被财务分析师补上，那么基金就可能重新获得对盈利预期信息的依赖。这意味着，财务分析师跟踪可能减少市场上的羊群行为。

反观财务分析师，其自身预测也存在羊群行为（Trueman, 1994; Clement and Tse, 2005 等）。另外一方面，证券分析师可能同时给多数基金提供相同内容的预测报告，成为“相同的信息源”，这正是羊群行为的一个重要解释（Froot et al., 1992）。所以财务分析师的跟踪究竟减弱了羊群行为还是使之更为严重，是一个有待检验的判断。我们提出待验假说：

H2：财务分析师跟踪可以给市场提供额外信息，从而减弱羊群行为。

四 研究设计和数据来源

本文的两个主要研究对象是：（1）基于公司层面的羊群行为；（2）上市公司的盈余披露质量。（1）是本文的被解释变量，我们借鉴 LSV（1992）的衡量方式，通过下式得到单个公司的基金羊群行为程度：

$$HERD_{i,t} = \left| \frac{B_{i,t}}{B_{i,t} + S_{i,t}} - \frac{B_{m,t}}{B_{m,t} + S_{m,t}} \right|$$

其中， $B_{i,t}$ 为 t 时期内净增持股票 i 的基金家数， $S_{i,t}$ 为 t 时期内净减持股票 i 的基金家数， $B_{m,t}$ 为 t 时期内市场上所有股票净增持基金家数之和， $S_{m,t}$ 为 t 时期内市场上所有股票净减持的基金家数之和。 $HERD_{i,t}$ 衡量了 t 时期内基金在对股票 i 的投资过程中羊群行为的强弱，该数值越大，表明股票 i 在 t 时期内的买卖失衡状况较市场整体更加严重，即基金的群买、群卖行为更加严重。由于我国的股票投资基金仅在半年末与年末披露完成的持仓数据，本文对 $HERD_{i,t}$ 的度量期间为半年。

$HERD_{i,t}$ 仅考虑了参与买卖的基金家数，此外，我们还以交易量为基础对基金的羊群行为做出度量：

$$NHERD_{i,t} = \left| \frac{NB_{i,t}}{NB_{i,t} + NS_{i,t}} - \frac{NB_{m,t}}{NB_{m,t} + NS_{m,t}} \right|$$

其中， $NB_{i,t}$ 为 t 时期内基金对股票 i 的净买入股数之和， $NS_{i,t}$ 为对股票 i 的净卖出股数之和。 $NB_{m,t}$ 为 t 时期内基金对所有股票净买入股数之和， $NS_{m,t}$ 为对所有股票净卖出股数之和。 $NHERD_{i,t}$ 衡量了股票 i 在 t 时期内买卖交易量的失衡状况，从成交量的角度刻画了基金的群买群卖行为。

对于上市公司的盈余披露质量，我们先采用行业横截面上修正的 Jones 模型得到非正常应计项目（夏立军，2003），另外我们通过线下项目的比重衡量非经

营性利润的影响，衡量方式为：

$$NONRECE = \left| \frac{IBT - OI}{OI} \right|$$

其中：IBT 为税前净利，OI 为营业利润，我们取绝对值是想衡量线下利润对营业利润的影响程度（可能增加也可能减少）。第三个衡量盈余不确定性的变量是前三年的 EPS 波动程度，具体衡量如下：

$$VOLA = \frac{Std(EPS_{t-3}, EPS_{t-2}, EPS_{t-1})}{|Mean(EPS_{t-3}, EPS_{t-2}, EPS_{t-1})|}$$

其中： $EPS_{t-3}, EPS_{t-2}, EPS_{t-1}$ 分别为前面第三年、第二年和前一年的 EPS。该指标除了受到公司自身的因素影响，还可能与行业特质、宏观经济变化有关，是一个比较综合的指标。

为了检验 H1 和 H2，我们构造如下回归模型^①：

$$\begin{aligned} HERD_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \times EQ_{it} + \alpha_2 \times DUM_AFOLL_{it} + \alpha_3 \times EQ_{it} \times DUM_AFOLL_{it} \\ & + \alpha_4 \times MF_HOLDPERCT_{it} + \alpha_5 \times NUM_TRDDAYS_{it} + \alpha_6 \times STDRET_{it} + \alpha_7 \times ABSRET_{it} \quad (1) \\ & + \alpha_8 \times MKTCAP_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中： EQ_{it} 为股票 i 的盈余质量变量，分别通过非正常应计项目、线下利润占比和前三年盈余波动性三种方法衡量；

DUM_AFOLL_{it} 为是否有分析师跟踪的虚拟变量，有分析师跟踪为 1，否则为 0；

$MF_HOLDPERCT_{it}$ 为所有基金 t 时期末持有该公司的股权比例；

$NUM_TRDDAYS_{it}$ 为 t 时期该公司的交易日天数，控制该公司的长期停牌等因素；

$STDRET_{it}$ 为该股票前十二个月的日收益率标准差；

$ABSRET_{it}$ 为股票 i 在过去十二个月的收益率绝对值；

$MKTCAP_{it}$ 为参照 t 时期最后一个交易日收盘价得到的公司市值的自然对数，用于控制规模；

本文的数据取自国泰安数据库（CSMAR）和 Wind 金融资讯，样本年度为 2006 年~2010 年，这主要是因为 2005 年及之前基金的数量较少。在剔除只有一家基金投资的观测值、金融行业上市公司以及一些数据遗失的样本后，本文最终得到 6091 个观测值。需要提及的是，本文的羊群行为衡量窗口是半年，涉及 1228 家上市公司。

五 描述性统计和实证结果

从 2006 年开始，随着股票市场的投资升温，国内基金行业也迎来了较快的发展，无论

^① 本来模型中我们加入了投资该股票的基金数量（NUM_MF）和前一年的总交易量（TRVOL）分别控制基金多少和市场流动性的影响，但是模型会产生多重共线性问题，回归结果中两个变量的 VIF 值在 2~5 之间。事实上，无论是否增加或减少这两个变量，主要回归结果保持不变。

是基金数量还是资金规模都增长迅速。这样的背景给我们分析基金的羊群行为提供了便利，同时也便于考察不同市场行情下，结果是否存在差异。

所有变量的描述性统计如表 1 所示：

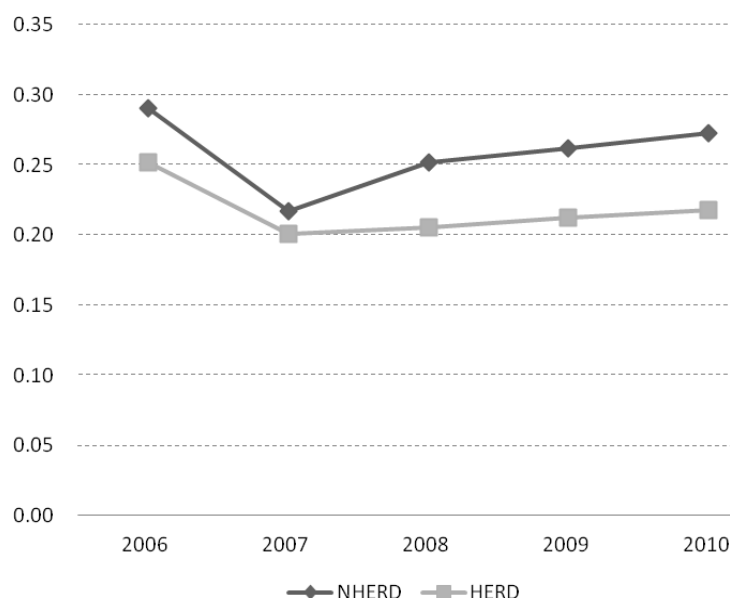
表 1 各主要变量的赋值描述性统计

Variable	N	Mean	Std Dev	Median	Min	Max
<i>HERD</i>	6091	0.22	0.15	0.19	0.01	0.50
<i>NHERD</i>	6091	0.26	0.17	0.24	0.01	0.64
<i>VOLA</i>	6091	0.49	0.86	0.23	0.03	4.88
<i>AACC</i>	6091	0.01	0.08	0.01	-0.18	0.22
<i>NONREC</i>	6091	0.25	0.60	0.05	0.00	3.36
<i>MF_HOLDPERCT</i>	6091	9.26	9.18	6.00	0.16	36.25
<i>NUM_TRDDAYS</i>	6091	233.19	14.26	239	180	244
<i>STDRET</i>	6091	0.0023	0.0005	0.0023	0.0014	0.0035
<i>ABSRET</i>	6091	0.48	0.64	0.50	-0.97	1.79
<i>MKTCAP</i>	6091	15.64	0.93	15.52	14.02	18.06
<i>DUM_AFOLL</i>	6091	0.89	0.31	1	0	1

本表为对样本的描述性统计，涉及的变量定义如下：Herd 为基于基金数量的羊群行为度量，而 NHerd 为基于同时期基金买入（或卖出）股票数量的羊群行为度量；VOLA 是公司前三年 EPS 的波动性，衡量方式为标准差除以均值的绝对值；AACC 为行业横截面上参照修正的 Jones 模型得到的非正常应计；NONREC 衡量企业线下项目占比，计算方式是税前利润与营业利润的差额除以营业利润，再取绝对值；MF_HOLDPERCE 是所有基金对该股票的持股比例；NUM_TRDDAYS 为公司在前半年的交易日天数，用于控制长期停牌；STDRET 和 ABSRET 分别是前 12 个月股票日收益率的标准差和绝对收益率；MKTCAP 是企业在研究期间最后一个交易日的交易总市值，取其自然对数衡量。DUM_AFOLL 是分析师跟踪的虚拟变量，如果有分析师跟踪则为 1，否则为 0。

从表 1 中我们看到基金的羊群行为衡量变量均值和中位数差异不大，但是最大值和最小值有较大差异，这可能给我们带来极端值的问题。分布偏差问题同样出现在盈余波动性和线下项目利润两个关键变量中，尤其是线下项目利润，均值远大于中位数，说明有一些观测值的线下项目占比较高。中位数显示线下项目利润绝对值占营业利润绝对值的 5%，可均值为 25%，表示仍然有少数公司的线下利润极大地影响了税前利润，促使样本右偏。这些都需要在极端值上进行相应处理。

交易日天数的最小值为 180，说明有部分公司经历了较长时期的停牌，这与我国的实际情况相符，但也是我们必须控制的因素。因为较长时期的停牌一般伴随着公司的较大经营变化，这可能导致投资者（包括基金）的羊群行为。



图中上方黑色线（菱形点）为基于基金同时期买入（或卖出）股票的数量进行衡量得到的羊群行为指标；而下方为基于同时期买入（或卖出）的基金数量衡量得到的羊群行为指标。206-2010 年各年的样本数量分别是 835、1039、1013、1432 和 1772；

图-1 2006-2010 各年基金羊群行为程度变化

图 1 描述了 2006~2010 年基金羊群行为的均值变化，图中显示 2006 年稍高，之后的四年较为平稳，没有伴随股票市场 2007 年、2008 年大幅波动而剧烈变化。

表 2 样本按照基金数量的分布情况

基金数量	样本数量	HERD	NHERD	VOLA	AACC	NONRECE
2-5	1480	0.293	0.352	0.548	0.005	0.282
6-10	1043	0.246	0.298	0.475	0.009	0.238
11-15	657	0.223	0.265	0.398	0.011	0.163
16-20	504	0.204	0.250	0.360	0.012	0.139
21-25	367	0.181	0.214	0.316	0.016	0.132
26-30	329	0.181	0.223	0.336	0.009	0.140
>30	1711	0.147	0.174	0.308	0.013	0.108
总样本	6091	0.216	0.262	0.493	0.011	0.247

本表按照投资公司股票的基金数量多少，把总样本分成七个子样本，考察基金数量上样本的分布情况。其中：Herd 为基于基金数量的羊群行为度量，而 NHerd 为基于同时期基金买入（或卖出）股票数量的羊群行为度量；VOLA 是公司前三年 EPS 的波动性，衡量方式为标准差除以均值的绝对值；AACC 为行业横截面上参照修正的 Jones 模型得到的非正常应计；NONREC 衡量企业线下项目占比，计算方式是税前利润与营业利润的差额除以营业利润，再取绝对值。

本文的样本期间基金行业快速发展，投资某股票的基金数量不同，可能与该上市公司的一些特征相关。表 2 对此进行了描述性统计，我们按照投资某只股票的基金数量进行分组，依次为 2~5 只、6~10 只、…、大于 30 只。从表 2 可以看出，基金数量越多的样本越少，到 26~30 这一组，样本量还有 329 个。所以，样本没有偏向于少数基金的公司里。

同时，我们发现随着基金数量的增加，基金羊群行为的程度有所减弱，这与“信息瀑布模型”的解释一致。在信息瀑布模型中，基金数量越少，单个投资者对市场整体的影响越大，于是越可能导致瀑布式的羊群行为。在三个盈余质量衡量指标方面，我们并没有找到应计项目与基金数量间的相关关系，但是盈余的波动性与线下项目占比总体上与基金数量呈现反比，而与基金羊群行为指标呈现正比。

为进一步描述基金羊群行为与盈余质量之间的关联，我们按照盈余质量指标的高低把样本等分成三组，分别求取每组子样本的羊群行为衡量指标的均值，结果如表 3 所示。

表 3 按照盈余质量分组的羊群行为程度

面板 A: <i>HERD</i>	羊群行为衡量变量均值		
	最高组	中间组	最低组
<i>VOLA</i>	0.2364	0.206	0.2067
<i>AACC</i>	0.2097	0.2201	0.219
<i>NONRECE</i>	0.2334	0.2119	0.2038
面板 B: <i>NHERD</i>			
<i>VOLA</i>	0.2805	0.245	0.254
<i>AACC</i>	0.2529	0.2635	0.263
<i>NONRECE</i>	0.2848	0.2542	0.2405

本表考察盈余质量高低不同的子样本，其基金的羊群行为指标是否有差异，面板 A 和面板 B 分别用 Herd、NHerd 衡量羊群行为。其中：Herd 为基于基金数量的羊群行为度量，而 NHerd 为基于同时期基金买入（或卖出）股票数量的羊群行为度量；VOLA 是公司前三年 EPS 的波动性，衡量方式为标准差除以均值的绝对值；AACC 为行业横截面上参照修正的 Jones 模型得到的非正常应计；NONREC 衡量企业线下项目占比，计算方式是税前利润与营业利润的差额除以营业利润，再取绝对值。

在表 3 中，除了线下项目占比，我们没有发现盈余波动性、应计项目利润与基金羊群行为程度之间的单向变化关系，只是在盈余波动性最高的一组，羊群行为指标增长明显。

从描述性统计总体看来，2006 年之后的样本已经具备了分析基金羊群行为的较好条件，不过在某些变量上存在一定的极端值问题。而且，三个盈余质量指标中，应计项目与羊群行为的相关性并未得到体现。接下来，需要通过多元回归做进一步的检验。

我们先对非正常应计和线下项目占比进行检验，这两个指标的使用分别建立在应计项目和非营业利润具有更差的持续性的假设之上，回归结果如表 4 所示。

表 4 盈余质量与基金羊群行为

Variable	<i>HERD</i>				<i>NHERD</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AACC</i>	-0.0608**	-0.0114			-0.0693**	-0.0003		
	(-2.30)	(-0.37)			(-2.39)	(-0.01)		
<i>NONRECE</i>			0.0229***	0.0115			0.0315***	0.0171**
			(6.93)	(1.60)			(8.71)	(2.23)

<i>DUM_AFOLL</i>	-0.0360*** (-5.76)	-0.0327*** (-4.67)	-0.0459*** (-6.84)	-0.0414*** (-5.51)				
<i>EQ_AFOLL</i>	-0.0046 (-0.26)	-0.00673 (-0.79)	-0.0134 (-0.71)	-0.0081 (-0.95)				
<i>MF_HOLDPERCT</i>	-0.0046*** (-21.53)	-0.0046*** (-21.34)	-0.0053*** (-23.08)	-0.0053*** (-22.80)				
<i>NUM_TRDDAYS</i>	-0.0006*** (-4.42)	-0.0006*** (-4.46)	-0.0005*** (-3.10)	-0.0005*** (-3.17)				
<i>STDRET</i>	5.8381 (1.41)	5.6353 (1.36)	-3.3597 (-0.75)	-3.5987 (-0.81)				
<i>ABSRET</i>	0.0067** (2.20)	0.0069** (2.27)	0.0038 (1.16)	0.0041 (1.25)				
<i>MKTCAP</i>	-0.0236*** (-11.20)	-0.0233*** (-10.97)	-0.0356*** (-15.73)	-0.0350*** (-15.38)				
<i>INTERCEPT</i>	0.2174*** (107.62)	0.7881*** (16.45)	0.2111*** (97.96)	0.7790*** (16.19)	0.2626*** (118.60)	1.0231*** (19.89)	0.2540*** (107.81)	1.0166*** (19.76)
Adj_R Square	0.0007	0.1358	0.0077	0.1364	0.0008	0.1714	0.0121	0.1727
No. Observations	6091	6091	6091	6091	6091	6091	6091	6091

本表为多元回归模型的结果，其中：因变量 *HERD* 为基于基金数量的羊群行为度量，另一因变量 *NHERD* 为基于同时期基金买入(或卖出)股票数量的羊群行为度量；*AACC* 为行业横截面上参照修正的 Jones 模型得到的非正常应计；*NONREC* 衡量企业线下项目占比，计算方式是税前利润与营业利润的差额除以营业利润，再取绝对值；*MF_HOLDPERCE* 是所有基金对该股票的持股比例；*NUM_TRDDAYS* 为公司在前半年的交易日天数，用于控制长期停牌；*STDRET* 和 *ABSRET* 分别是前 12 个月股票日收益率的标准差和绝对收益率；*MKTCAP* 是企业在研究期间最后一个交易日的交易总市值，取其自然对数衡量；*DUM_AFOLL* 是分析师跟踪的虚拟变量，如果有分析师跟踪则为 1，否则为 0。样本已在所有连续性变量的（2%，98%）水平上进行了 Winsorize 处理。

在表 4 中，我们发现非正常应计变量在单变量回归时与基金的羊群行为显著负相关，但显著性在多变量回归时消失，可能的解释为此变量与其他自变量具有相关性，其解释能力被替代。多元回归 *AACC* 变量不显著，可能与投资者对应计项目的定价有关。在以前的研究中，Subramanyam (1996)和 Xie (2001)发现市场不仅对持续性较差的应计项目定价，而且可能过高估值。

第（3）、（7）、（8）列的结果中，线下项目利润与基金的羊群行为显著正相关^②，说明对于线下利润占比较高的公司，基金倾向于选择羊群行为。这与我们的假说 1 一致。分析师跟踪的变量显著为负，说明分析师跟踪能降低基金的羊群行为程度，即使可能存在分析师预测自身的羊群行为，总体上还是体现为分析师对市场的积极作用。

表 5 盈余波动性与基金羊群行为

Variable	<i>HERD</i>			<i>NHERD</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>VOLA</i>	0.0173*** (7.46)	0.0152*** (6.56)	0.0073*** (3.29)	0.0176*** (6.90)	0.0154*** (6.08)	0.0062*** (2.61)
<i>DUM_AFOLL</i>		-0.0771***	-0.0350***		-0.0971***	-0.0449***

^②第（4）列结果的 t 值为 1.60，处于 10%显著水平的临界。当我们把极端值处理 Winsorize 的范围扩大到（3%,97%）时，t 值为 1.92，处于 90%置信水平；极端值改用 Truncate 处理且范围仍为（2%，98%）时，t 值为 1.92，处于 90%置信水平。我们认为该结果受到极端值影响。

		(-12.06)	(-5.60)	(-13.92)	(-6.69)	
<i>VOLA_AFOLL</i>		-0.0002	-0.00002	-0.0001**	-0.0001***	
		(-0.74)	(-0.79)	(-2.35)	(-2.57)	
<i>MF_HOLDPERCT</i>			-0.0046***		-0.0053***	
			(-21.15)		(-22.80)	
<i>NUM_TRDDAYS</i>			-0.0006***		-0.0005***	
			(-4.38)		(-3.06)	
<i>STDRET</i>			4.8509		-4.1053	
			(1.17)		(-0.92)	
<i>ABSRET</i>			0.0068**		0.0040	
			(2.24)		(1.21)	
<i>MKTCAP</i>			-0.0234***		-0.0355***	
			(-11.12)		(-15.69)	
<i>INTERCEPT</i>	0.2082***	0.2781***	0.7805***	0.2532***	0.3411***	1.0166***
	(90.61)	(44.64)	(16.29)	(100.46)	(50.14)	(19.76)
Adj_R Square	0.0089	0.0319	0.1373	0.0076	0.0390	0.1729
No. Observations	6091	6091	6091	6091	6091	6091

本表基于盈余波动性衡量企业的盈余质量，考察其与基金羊群行为的关系。回归模型中，因变量 *Herd* 为基于基金数量的羊群行为度量，另一因变量 *NHerd* 为基于同时期基金买入（或卖出）股票数量的羊群行为度量；*VOLA* 是公司前三年 EPS 的波动性，衡量方式为标准差除以均值的绝对值；*MF_HOLDPERCE* 是所有基金对该股票的持股比例；*NUM_TRDDAYS* 为公司在前半年的交易日天数，用于控制长期停牌；*STDRET* 和 *ABSRET* 分别是前 12 个月股票日收益率的标准差和绝对收益率；*MKTCAP* 是企业在研究期间最后一个交易日的交易总市值，取其自然对数衡量。*DUM_AFOLL* 是分析师跟踪的虚拟变量，如果有分析师跟踪则为 1，否则为 0。注：样本已在所有连续性变量的（2%，98%）水平上进行了 Winsorize 处理。

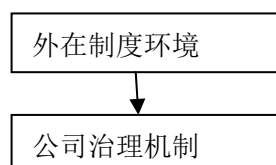
表 5 展示了上市公司盈余波动性的回归结果，如前所述，盈余波动性可能还受到行业和宏观经济的波动影响，所以是一个更为综合的指标。从表 5 可以看到，盈余波动性与基金羊群行为正相关，波动越大的公司伴随着更严重的基金羊群行为，这与我们的假说一致。同时，我们发现第（5）、（6）列中分析师与盈余波动性的交叉项显著为负，说明分析师的跟踪能弱化盈余波动性对基金羊群行为的影响，不过在用基金数量衡量羊群行为时，该结果不显著。

从表 4 和表 5 的回归结果看来，盈余波动性和线下利润占比都与基金羊群行为正相关，但没有发现应计项目与基金羊群行为的相关性。同时，分析师跟踪能降低基金的羊群行为，当基于买卖股票的数量衡量基金羊群行为时，能弱化盈余波动性对羊群行为的影响。总体上，假说 1 和假说 2 都得到了实证支持。

六 敏感性检验

（一）可能存在的内生性问题

虽然企业的盈余信息是投资者进行定价的重要参考信息，可基金的羊群行为与企业盈余质量之间还是可能受到内生性问题的干扰。内生性问题主要来自于：企业的性质和外在的经营环境可能导致公司层面的治理机制有差异，而公司治理机制的因素既可能影响投资者的行为，又可能同时影响企业信息披露的质量，如图-2 所示。



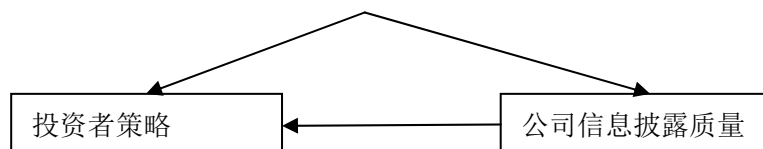


图-2 羊群行为与盈余质量的内生性问题

本文拟采用两阶段回归方法减弱内生性问题可能的影响，首先我们把公司的盈余披露质量衡量指标（前三年 EPS 的波动性 VOLA、线下项目利润占比）作为因变量，提取经理人、董事会、股东层面的公司治理变量作为自变量，回归得到第一阶段的残差作为弱化公司治理影响后的盈余质量指标。第一阶段的回归模型如下：

$$AQ = \beta_0 + \beta_1 \times CEO_DB + \beta_2 \times INDRATIO + \beta_3 \times M_OWNERSHIP + \beta_4 \times CVOTING + \beta_5 \times SEP + \varepsilon \quad (2)$$

其中：AQ 为盈余质量的衡量变量，分别用 VOLA 和 NONREC 替代；
CEO_DB 为虚拟变量，当公司的董事长和 CEO 为同一个人时=1，否则=0；
INDRATIO 为董事会中独立董事所占的比例；
M_OWNERSHIP 是管理层持有股东股票的比例；
CVOTING 为控股股东的控制权；
SEP 为控股股东的控制权与现金流量权之间的分离程度。

第二阶段的模型与模型（1）一致，在替换掉模型（1）中的盈余质量衡量指标后，回归结果如表 6 所示：

表 6 公司治理导致的内生性问题检验

Variable	HERD					
	VOLA_CG			NONREC_CG		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AQ_CG</i>	0.0164*** (6.83)	0.0183*** (2.73)	0.0141** (2.23)	0.0271*** (7.37)	0.0208** (2.49)	0.0145* (1.86)
<i>DUM_AFOLL</i>		-0.0742*** (-11.04)	-0.0313*** (-4.76)		-0.0933*** (-12.72)	-0.0413*** (-5.85)
<i>AQCG_AFOLL</i>		-0.0042 (-0.59)	-0.0090 (-1.34)		0.0025 (0.27)	-0.0089 (-1.02)
<i>MF_HOLDPERCT</i>			-0.0046*** (-20.14)			-0.0052*** (-21.46)
<i>NUM_TRDDAYS</i>			-0.0006*** (-4.22)			-0.0004*** (-2.71)
<i>STDRET</i>			6.3802 (1.47)			-2.5324 (-0.55)
<i>ABSRET</i>			0.0053* (1.67)			0.0032 (0.93)
<i>MKTCAP</i>			-0.0233*** (-10.66)			-0.0347*** (-14.80)
<i>INTERCEPT</i>	0.2159***	0.2820***	0.7805***	0.2610***	0.3443***	0.9900***

	(104.16)	(44.35)	(16.29)	(115.49)	(49.61)	(18.64)
Adj_R Square	0.0080	0.0296	0.1339	0.0094	0.0372	0.1657
No. Observations	5640	5640	5640	5640	5640	5640

通过两阶段回归，本文试图减少公司治理导致的内生性问题对本文结论的影响。本表为考虑公司治理因素后的回归结果。表格中，因变量 HERD 为基于基金数量的羊群行为度量；VOLA_CG 为前三年 EPS 波动性的衡量指标，此处是公司治理变量解释后的模型（2）的残差项，NONREC_CG 是公司线下项目的占比，此处是公司治理变量解释后的模型（2）的残差项；DUM_AFOLL 为是否有分析师跟踪的虚拟变量；MF_HOLDPERCE 是所有基金对该股票的持股比例；NUM_TRDDAYS 为公司在前半年的交易日天数，用于控制长期停牌；STDRET 和 ABSRET 分别是前 12 个月股票日收益率的标准差和绝对收益率；MKT CAP 是企业在研究期间最后一个交易日的交易总市值，取其自然对数衡量。DUM_AFOLL 是分析师跟踪的虚拟变量，如果有分析师跟踪则为 1，否则为 0。注：样本已在所有连续性变量的（2%，98%）水平上进行了 Winsorize 处理。

从表 6 中可以看到，在弱化内生性问题的影响后，主要的回归结果保持不变。同时，我们看到无论是 EPS 的波动性指标 VOLA_CG，还是线下项目利润占比指标 NONREC_CG，与分析师跟踪的交叉项的显著性都不存在了。所以关于分析师是否可以减弱低盈余质量对基金羊群行为的影响还有待进一步检验。

（二）羊群行为是“主观性跟风”还是“英雄所见略同”导致？

本文羊群行为的指标捕捉的是基金同买同卖现象的程度，但并不能观测到基金是出于对其他基金投资行为的反馈还是基于类似的信息得到了相同的投资结论所致。如果基金选择跟随其他基金的投资决策，则羊群行为是“主观性跟风”导致；如果基金分享了类似的信息源（如关注了相同的市场信息或分析师报告），那么可能导致基金得到类似的投资决定，这也可能导致羊群行为。

要严格地区分二者在现有情形下比较困难，但从反向检验的方法却可以提供额外的信息。如果是“英雄所见略同”，那么在基金选择羊群行为买入之后，应该能获得正超额收益，而被羊群卖出的股票则可能获得负的超额收益。

鉴于此，我们按照羊群行为的度量（未加绝对值处理）在横截面按大小进行分组。第 1 组为羊群卖出最明显的上市公司组；第 10 组为羊群买入最明显的上市公司组。各组样本在之后的半年内的超额收益变化如图-3 所示：

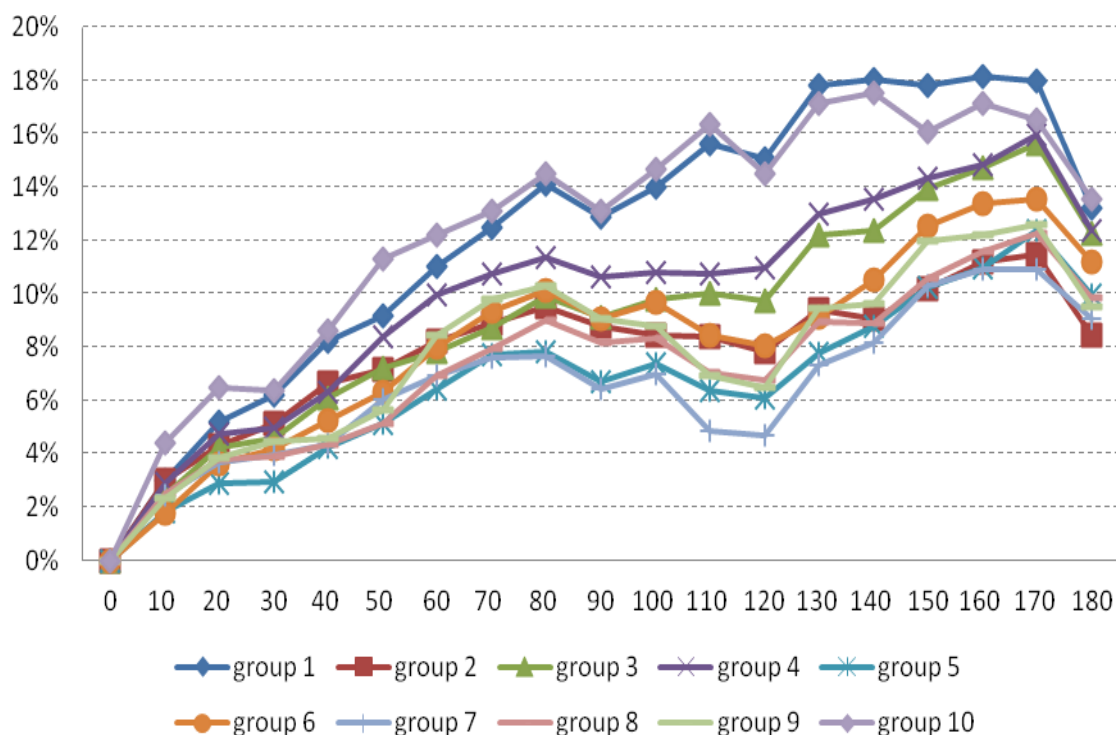
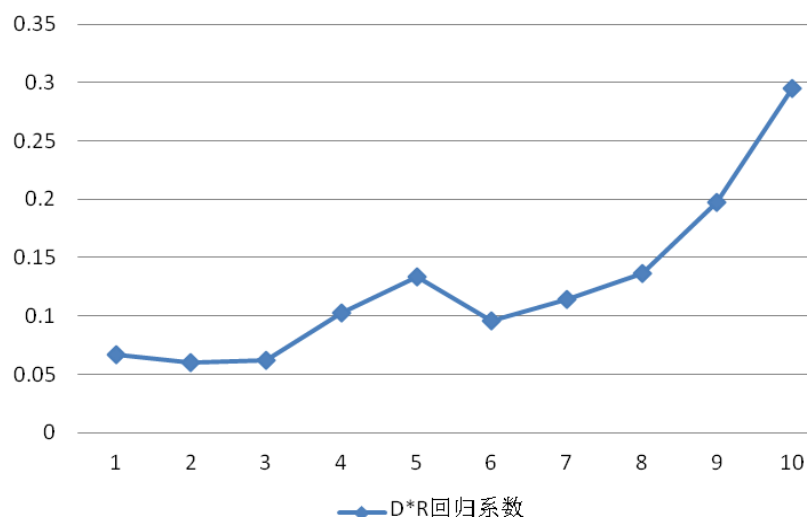


图-3 按羊群行为分组后的 BHAR 变化

从图-3 中我们观测到第 1 组（羊群卖出最多）和第 10 组（羊群买入最多）半年后的买入-持有超额收益最高，其他组超额收益次之。如果说第 10 组较高的超额收益支持了“英雄所见略同”，那么第 1 组也出现较高的超额收益则对此不予支持。之后本文按照 5 组划分的方法，重新对各组超额收益进行检验，得到了相同的结果。故我们认为：不能单一地认为基金的羊群行为是“英雄所见略同”所致。

（三） 盈余质量的衡量

由于盈余质量是本文的关键因变量，所以对盈余质量的衡量可能影响本文的结果。除正文中提到的三种方法外，我们还按照 Khan and Watts (2009) 的方法计算了每个公司-年度的稳健性指数 (C_Score) 作为企业稳健性的替代指标。在使用 C_Score 之前，我们先对 C_Score 的可代表性进行了检验。在横截面上按照 C_Score 的大小把不同的公司进行分组，总共分成 10 组。第一组为 C_Score 最小的上市公司组；第 10 组为 C_Score 最大的上市公司组。然后，我们参照 Basu (1997) 的模型分别对这 10 组子样本进行回归，得到各组的稳健性回归系数，如图-4 所示：



此图参照 Kahn and Watts (2008)的做法计算出每个公司-年度的企业稳健性指数 (C_Score)，然后每年按照指数的高低把样本分成 10 组，第 1 组为 C_Score 最低的子样本，第 10 组为 C_Score 最高的子样本。完成分组后，对每子样本参照 Basu (1997) 的模型求取稳健性系数。图中纵轴为 Basu 模型求取的稳健性系数，横轴为 1~10 的分组。

图-4 稳健性指数与 Basu 模型稳健性系数的关系

从图中我们看到：10 组的 Basu 模型回归系数大多数保持了递增的规律，所以说明 C_Score 对公司的稳健性有一定的代理能力。

然后，本文把每个公司-年度的 C_Score 作为公司盈余质量的代理变量，重新对模型 (1) 进行回归，结果如表 7 所示：

表 7 盈余稳健性与基金羊群行为

Variable	NHERD		
	(1)	(2)	(3)
<i>CSCORE</i>	0.0101*** (-5.63)	-0.0023 (-0.39)	0.0032 (0.57)
<i>DUM_AFOLL</i>		-0.1055*** (-14.57)	-0.0462*** (-6.59)
<i>CSCORE_AFOLL</i>		-0.0098 (-1.57)	-0.0026 (-0.45)
<i>MF_HOLDPERCT</i>			-0.0053*** (-23.02)
<i>NUM_TRDDAYS</i>			-0.0005*** (-2.93)
<i>STDRET</i>			-3.8738 (-0.87)
<i>ABSRET</i>			0.0044 (1.32)
<i>MKTCAP</i>			-0.0361*** (-15.61)

<i>INTERCEPT</i>	0.2571*** (110.00)	0.3507*** (51.45)	1.0343*** (18.55)
Adj_R Square	0.0050	0.0392	0.1710
No. Observations	6077	6077	6077

本表用 Khan and Watts(2009)的方法计算出每个公司年度的 C_Score，并用之替代模型（1）中的盈余质量指标，因变量 NHERD 为基于股票数量的羊群行为度量；CSCORE 为每个公司-年度的稳健性指数；DUM_AFOLL 为是否有分析师跟踪的虚拟变量；MF_HOLDPERCE 是所有基金对该股票的持股比例；NUM_TRDDAYS 为公司在前半年的交易日天数，用于控制长期停牌；STDRET 和 ABSRET 分别是前 12 个月股票日收益率的标准差和绝对收益率；MKT CAP 是企业在研究期间最后一个交易日的交易总市值，取其自然对数衡量。DUM_AFOLL 是分析师跟踪的虚拟变量，如果有分析师跟踪则为 1，否则为 0。样本已在所有连续性变量的（2%，98%）水平上进行了 Winsorize 处理。

从表 7 中我看到，尽管单变量中我们发现盈余稳健性指数与基金羊群行为负相关，支持了越稳健的公司羊群行为越少，可多变量回归结果中显著性消失，所以我们不能得到二者相关的结论。此外，我们还按照 Dechow and Dichev (2002)的模型计算了每个公司的盈余质量指标，与 Jones 模型的衡量类似，我们不能得到显著的回归结果。

对于不同指标的显著性不同，我们认为基金的投资比较看重企业最终的盈利指标，以及该盈利指标的可持续性。所以各个结果中，EPS 的波动性，以及非经常性损益占比对基金投资行为影响较大。

我们还做了其他一些敏感性测试。比如把样本 Winsorize 处理的范围调整到（3%，97%）（5%，95%），或者把基金数量在 5 或 20 以下的观测值剔除，以及把 2006 年（羊群行为程度较高）的样本剔除，主要结果依旧显著，结论保持不变。

七 总结

从会计盈余信息的角度，本文检验了信息不确定性与基金羊群行为之间的关系。我们假设基金在作出投资决策时，会考虑企业的盈余预期，所以在会计盈余持续性较低，即信息不确定性增大时，会更为依赖其他的信息渠道，包括构建私有信息获取渠道、观测并跟随其他投资者的买卖决策等等，从而增加某一只股票的羊群行为。

作为新兴资本市场，国内的信息环境以及基金投资者的发展给本文的假说提供了良好的检验环境。首先，国内上市公司信息披露在充分、公平、规范等方面良莠不齐，资产重组、关联交易及控股股东获取控制权收益等现象偶有发生，这些现象都可能给公司估值带来重大变化。投资者在面对不同的股票时，可能对盈余信息的依赖程度不同，如此便能区分开不同股票的投资者行为差异。其次，在 2005 年后，国内基金在数量和规模上增长迅速，为本文的样本数量提供了保障，使羊群行为的衡量更为可靠。

我们基于上市公司层面的研究发现：线下项目利润占比更高、盈余波动性更大的公司更易引起基金的羊群行为，但应计项目导致的低盈余质量与基金的羊群行为不相关。进一步发现，财务分析师的跟随能直接减少羊群行为并减弱盈余波动性对羊群行为的影响，可是未发现分析师跟随能减弱低盈余质量对基金羊群行为的影响。本文的结果支持信息缺乏导致机构投资者羊群行为的解释，而且财务分析师能给市场提供增量信息，减少羊群行为的发生。

上述发现对相关研究有一定的理论贡献：首先，本文把投资者行为与会计信息披露结合起来，发现会计信息披露质量可能影响投资者对公司股票的投资行为；其次，本文从减弱羊群行为的角度支持了财务分析师对市场的积极作用；再次，我们发现基金对应计项目、线下项目利润引起的持续性差异区别对待，对一

次性发生的线下项目利润更为敏感。

未来的研究可以从两个角度展开，一方面公司披露的信息类型很多，是否还有其他信息披露会引起基金的羊群行为不得而知，尤其是在重大事项方面的披露及时性（资产重组、关联交易、股权融资等）；另一方面，之前的文献对基金羊群行为的经济后果主要关注是否增加股票价格的波动性，另外一个重要的经济后果可能是能否及时纠正企业的定价，比如对盈余公告漂移的影响等。

参考文献

蔡庆丰，杨侃和林剑波，2011。羊群行为的叠加及其市场影响——基于证券分析师与机构投资者行为的实证研究。《中国工业经济》2011年第12期，第111-121页。

刘成彦，胡枫和王皓，2007。QFII也存在羊群行为吗？《金融研究》，2007年第10期，第111-122页。

宋军和吴冲锋，2001。基于分散度的金融市场的羊群行为研究。《经济研究》2001年第11期，第21-27页。

田存志和赵萌，2011。羊群行为：隐形交易还是盲目跟风？《管理世界》2011年第3期，第180-181页。

伍旭川和何鹏，2005。中国开放式基金羊群行为分析，《金融研究》，2005年第5期，第60-69页。

夏立军，2003。盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究。《中国会计与财务研究》。第5卷，第94-121页。

Basu Sudipta, 1997, the conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. Journal of Accounting and Economics, Vol.24, pp.3-37.

Bikhchandani Sushil, David Hirshleifer and Ivo Welch, 1992. A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades. Journal of Political Economy, Vol. 100(5), pp.992-1026.

Borensztein Eduardo and R. Gaston Gelos, 2001; A panic-prone pack? The behavior of emerging market mutual funds. CESifo working paper No.564 and IMF working paper No. 00/198.

Brennan Michael J.,1990. Presidential address: latent assets. Journal of Finance, Vol.45(3), pp.709-730.

Chan Kalok, Chuan-Yang Hwang and G. Mujtaba Mian, 2005. Mutual fund herding and dispersion of analysts' earnings forecasts. Working paper.

Chang Eric C., Joseph W. Cheng and Ajay Khorana, 2000. An examination of herd behavior in equity

- markets: an international perspective. *Journal of Banking and Finance*, Vol.24, pp. 1651-1679.
- Chen Kevin C. W. and Hongqi Yuan, 2004. Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting - Based Regulation of Rights Issues. *The Accounting Review*, Vol.79(3), pp.645-665.
- Clement Michael B. and Senyo Y. Tse, 2005. Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting. *The Journal of Finance*, Vol.LX(1). pp. 307-341.
- Das Somnath, Carolyn B. Levine and K. Sivaramakrishnan, 1998. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review*, Vol.73(2), pp.277-294.
- Dechow Patricia M. and Ilia D. Dichev, 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, Vol.77, pp.35-39.
- Falkenstein ERIC G., 1996. Preferences for Stock Characteristics As Revealed by Mutual Fund Portfolio Holdings. *The Journal of Finance*, Vol.51(1), pp. 111-135.
- Francis Jennifer and Donna Phibrick, 1993. Analysts' Decisions As Products of a Multi-Task Environment. *Journal of Accounting Research*, Vol. 31(2), pp. 216-230.
- Froot, Kenneth A., Scharfstein, David S. and Stein, Jeremy C., 1992. Herd on the Street: In-formational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation. *Journal of Finance*, Vol. 47(4), pp. 1461- 1484.
- Gelos R. Gaston and Shang-Jin Wei, 2002. Transparency and international investor behavior. National Bureau of Economics Research(NBER) working paper.
- Grinblatt Mark, Sheridan Titman and Russ Wermers, 1995. Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: a study of mutual fund behavior. *The American Economic Review*, Vol.85(5), pp.1088-1105.
- Hirshleifer David, Avanidhar Subrahmanyam and Sheridan Titman, 1994; Security Analysis and Trading Patterns When Some Investors Receive Information Before Others. *The Journal of Finance*, Vol. 49(5), pp.1665-1698.
- Jones Jennifer J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*. Vol. 29(2), pp. 193-228.
- Khan Mozaffar and Ross L. Watts, 2009. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, Vol.48, pp.132-150.
- Lakonishok Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1992. The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*. Vol. 32(1), pp. 23-43;
- Lobão Júlio and Ana Paula Serra, 2002. Herding behavior: evidence from Portuguese mutual funds. Working paper.
- Scharfstein David S. and Jeremy C. Stein, 1990. Herd behavior and investment. *The American Economic Review*. Vol. 80(3), pp. 465-479.
- Sias Richard W., 2004. Institutional herding. *Review of Financial Studies*. Vol. 17(1), pp.165-206.
- Subramanyam K. R., 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 22(1-3), pp. 249-281.
- Trueman Brett, 1994. Analyst forecast and herding behavior. *The Review of Financial Studies*. Vol. 7(1), pp. 97-124.
- Voronkova Svitlana and Martin T. Bohl, 2005. Institutional traders' behavior in an emerging stock market: an empirical evidence on Polish pension fund investors. *Journal of Business & Accounting*. Vol. 32(7)&(8), pp. 1537-1560.
- Walter Andreas and Friedrich Moritz Weber, 2006. Herding in the German mutual fund industry. *European Financial Management*. Vol. 12(3), pp.375-406.

Wermers Russ, 1999. Mutual fund herding and the impact on stock prices. The Journal of Finance. Vol.LIV(2), pp.581-622.

Xie Hong, 2001. The mispricing of abnormal accrual. The Accounting Review. Vol. 76(3), pp. 357-373.

Abstract: A series of documents consider “lack of information” as one possible explanation of mutual fund herding behavior. We propose the earnings quality to proxy the information reliability of the company and we test its influence on the engaged mutual funds’ herding. Based on a sample across 2006 to 2010, we find that the nonrecurring earnings based quality measurement and the EPS volatility of prior-3 years are significantly associated with mutual funds’ herding. However, the accrual-based earnings quality measurement does not relate to mutual funds’ herding. The analyst following, as information provider, will decrease the herding. However, we find weak evidence that the analyst following will mitigate the negative impact of earnings volatility on herding. Our results support the explanation of “lack of information” and we document that financial analysts can provide additional information and lessen the herding behavior in China.

基金项目：本文得到国家自然科学基金面上项目（项目号：71172144）和青年项目（项目号：71202032）的资助，同时也是同济大学优秀青年人才培养计划“制度环境、基金投资特征与 PFR 研究”的阶段性成果。