

基金抱团与股价同步性——信息效率还是噪音交易？*

罗党论 江梓赫 庄旻璇

内容提要：近年来，公募基金抱团现象相当普遍，引起了市场的广泛关注。那么，基金抱团会如何影响公司股价的同步性？本文以 2004-2020 年我国 A 股市场的上市公司为研究样本，探究基金抱团行为对公司股价同步性的影响。文章发现：第一，基金抱团持股比例的增大显著地降低了公司股价的同步性；第二，基金抱团对股价同步性的可能影响机制为削弱信息披露质量和降低投资者信息能力；第三，在经济政策不确定性、市场投资者情绪较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。本文的研究有助于提升监管层对机构投资者的监管效率，优化公司信息环境。

关键词：基金抱团 股价同步性 公司信息环境

一、引言

随着中国经济的持续增长，中国资本市场日益成为全球资产配置的重要场所，各方投资者参与度也越来越高。但近年来，公募基金的“抱团”现象愈发普遍，引起了各方的高度关注^①。同时，基金经理主动选股时的抱团行为也对公司信息环境产生了一定影响。实际上，在市场尤其是新兴市场中，对于基金究竟是优化还是恶化公司信息环境，学术界尚未达成共识：一方面，因为在资金规模与信息方面具有优势，基金公司与管理层有较强的动机和能力参与到上市公司的治理当中，利用关系网络加强私有信息交互，监督管理层披露信息的行为，抑制负面消息的隐藏，进而优化公司信息环境（Callen & Fang, 2013；高昊宇等，2017；Crane et al., 2019）；另一方面，由于持股比例偏低、力量相对薄弱、参与公司治理的动机和能力不足，中国的基金公司与管理层不但不会发挥积极作用，反而会通过羊群行为驱动股价泡沫的膨胀，促进市场中的噪音交易，进而恶化公司信息环境（许年行等，2013；代昀昊等，2015；曹丰等，2015）。

近年来，公司信息环境建设一直是监管关注的重点。据统计，2021 年共有 32 家上市公司因财务造假受到来自证监会（局）的行政处罚。^②康美药业、獐子岛、辅仁药业等财务造假事件严重侵害了中小股东的权益，扰乱了资本市场秩序，造成了极其恶劣的社会影响。2021 年 3 月 18 日，中国证监会发布《上市公司信息披露管理办法》，旨在强化公司信息环境建设。沪深交易所也纷纷更新信息披露监管指引，从监管层面优化公司信息环境。此外，我国资本市场发展尚不成熟，市场有效性常受到质疑。有别于发达国家的资本市场，我国资本市场的参与主体为个人投资者。他们获取、分析公司信息的能力有限，容易在市场中制造

* 罗党论（通讯作者），中山大学岭南学院教授、博士生导师，邮政编码：510275，电子信箱：luodl@mail.sysu.edu.cn。江梓赫，中山大学岭南学院学生，电子信箱：jiangzh65@mail2.sysu.edu.cn。庄旻璇，中山大学岭南学院学生，电子信箱：zhuangxx8@mail2.sysu.edu.cn。

① 2020 至 2021 年初，各大基金纷纷采取“抱团”策略，共同重仓持有白酒、医疗等热门板块股票。2020 年四季度末公募基金前十大重仓股分别为贵州茅台、五粮液、美的集团、宁德时代、中国中免、中国平安、泸州老窖、隆基股份、迈瑞医疗、立讯精密，主要集中在白酒、医疗板块。资料来源：腾讯新闻，<https://new.qq.com/omn/20210124/20210124A0BCLP00.html>。

② 资料来源：腾讯新闻，<https://new.qq.com/omn/20220205/20220205A08NWX00.html>。

噪音交易。现有学者使用股价同步性指标衡量公司信息环境（Kelly, 2014; 王艳艳等, 2014; 李丹和王丹, 2016）。股价同步性指标既包含代表公司特质信息的信息效率成分, 又包含代表投资者非理性情绪的噪音交易成分。本文试图分别从信息效率和噪音交易的角度解读基金抱团行为, 以探究基金持股的交互联系将如何影响公司股价同步性。

本文以 2004-2020 年中国资本市场中非金融行业上市公司为样本, 以任意两只基金是否共同重仓持有任意一家上市公司的股份为标准建立连接并构造基金网络, 运用 Louvain 算法从网络中近似估计提取出基金团体, 以探究基金抱团行为对公司股价同步性产生的影响。研究发现: (1) 基金抱团持股比例的增大显著地降低了公司股价的同步性; (2) 基金抱团对股价同步性的可能影响机制为削弱信息披露质量和降低投资者信息能力; (3) 在经济政策不确定性、市场投资者情绪较高时, 基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。本文的研究结论是稳健的。

本文可能的贡献体现在以下方面:

第一, 本文从社会关系网络的角度丰富了股价同步性领域的现有研究。过往股价同步性领域的研究主要探讨制度环境、分析师行为、会计信息质量等因素对股价同步性产生的影响（游家兴等, 2006; 朱红军等, 2007; Hutton et al., 2009）, 而较少关注机构投资者行为。本文运用 Louvain 算法提取出基金经理主动选股时的抱团行为, 分别从信息效率和噪音交易的角度出发, 探究抱团行为对股价同步性的影响。

第二, 本文从公司信息环境的视角拓展了机构投资者抱团领域的现有研究。现有机构投资者抱团领域的研究主要依照参与公司治理的研究路径探讨抱团行为对资本市场稳定性的影响（Crane et al., 2019; 吴晓晖等, 2019; 郭晓冬等, 2020）, 而较少分析机构投资者行为对公司信息环境的可能危害。本文从公司信息环境的视角出发, 探究了基金抱团对股价同步性的可能影响机制: 一方面, 基金团体成员之间存在合作、同进同退, 会削弱“用脚投票”和“退出威胁”的治理效果, 降低公司信息披露质量, 阻碍公司特质信息融入股价, 从而导致公司股价同步性上升; 另一方面, 基金抱团可以看作一种“利好”被抱团股票的信号, 鼓动投资者的非理性情绪, 削弱投资者基于公司基本面做出投资判断的能力, 促进股票市场中的噪音交易, 从而导致公司股价同步性下降。

二、研究假设

Kraus and Stoll 在 1972 年就提出了“平行交易”的概念, 开启了对机构投资者行为同质性的研究。后来学者将这种操作的同质性定义为“羊群效应”。与羊群效应相比, 基金抱团是一个存量概念, 仅关注各只基金是否同时持有相同的股票, 而不考虑其持股的变动情况（于上尧等, 2015）。Crane et al. (2019) 认为, 基金抱团指基金通过两两同期重仓持股形成的基金网络连接的集合。

投资者网络方法源于社会学网络, 是投资者通过社会关系、业务合作、投资标的的联系等途径共同分享网络中的信息的一种关系集合（Hong et al., 2005; Cohen et al., 2008）。基金抱团是投资者网络中的一部分, 是网络中连接程度更加紧密的团体。处于不同集合中的基金不仅拥有不同的网络位置和信息获取程度, 而且在竞争性方面也存在明显的区别。基金抱团的研究对象是基金本身, 考察其投资组合中更多的是“热门”还是“冷门”股票。现阶段,

学界对基金抱团的成因并没有统一的结论。目前学界主流的观点是基金抱团投资能使基金获得更多资金流量,扩大基金管理规模(Blocher, 2016; 刘京军和苏楚林, 2016; 罗荣华等, 2020)。从实务的角度来看,也存在优质投资标的有限、基金投资的交易限制和研究员培养体系趋同化的因素。这可能是基金抱团的成因之一。

股价同步性指标来源于 CAPM 模型的拟合优度,其大小受到两个因素的影响: α 系数与扰动项的解释力度。相应地,目前股价同步性领域主要形成了两个理论流派:信息效率假说和噪音交易假说。证券市场中的信息传递可以分为信息的披露、传播和使用三个环节。信息效率假说主要针对信息的披露和传播环节,利用 CAPM 模型中的 α 系数即公司特质信息带来的异常收益来解释股价同步性。噪音交易假说主要针对信息的使用环节,认为市场噪音影响了 CAPM 模型中的扰动项,进而影响股价同步性。

一方面,信息效率假说指出,投资者通过理性套利将公司特质信息融入股价会降低公司股价同步性。Morck et.al (2000)通过比较多个国家的 R^2 发现,资本市场开放程度和金融自由化程度较低的国家信息收集成本较高、投资者套利意愿较低,从而导致股价同步性较高。Gul et al. (2010)、唐松等(2011)利用公司信息透明度、审计质量、董事会特征、政治关联等指标,验证了良好的公司治理、制度建设、信息披露等能通过促进公司特质信息融入股价来降低股价同步性。游家兴等(2006)、Fernandes & Ferreira (2009)分别以证券市场制度建设的法律事件和内部交易法案的颁布为研究工具,发现完善的制度建设能降低股价同步性,从而改善公司信息环境。

因此,在信息效率假说下,基金抱团导致公司股价同步性变化的可能传导机制如下:一方面,基金团体成员之间存在合作,这种合作会减弱团体内基金之间竞争的激烈程度,阻碍团体成员的私有信息融入股价,降低公司信息透明度,从而增大公司负面信息被隐藏、累积和集中释放的可能(Crane et al., 2019; 吴晓晖等, 2019);另一方面,基金抱团后“同进同退”,会削弱“用脚投票”和“退出威胁”这一重要公司治理手段的效果,减弱基金对管理层隐藏坏消息行为的监督能力,导致负面消息积累(郭晓冬等, 2020)。以上两种行为都会严重恶化公司信息披露质量,降低信息效率,从而提高公司股价同步性。基于上述分析,我们提出:

Ha: 其他条件不变时,基金抱团持股比例越大,公司股价同步性越高。

另一方面,噪音交易假说认为,个人投资者识别、分析公司特质信息的能力有限,会促进市场中的噪音交易,从而降低股价同步性。West (1988)认为, CAPM 模型的 R^2 主要反映了噪音、泡沫及投资者心理偏见和非理性行为等。DeLong (1989)证明了股价的高波动率主要由市场噪音引起。Kumar & Lee (2006)发现散户交易行为的模仿性和传染性较强,在情绪的作用下散户容易成为市场中的噪音交易者。目前学界普遍认为,中国资本市场尚不成熟,散户占比较大,市场投机性较高,股价同步性主要反映了与公司价值无关的市场噪音。林忠国等(2012)认为中国股市的 R^2 主要反映市场噪音而非信息效率,不能简单将股价同步性视为公司层面信息的度量。王亚平等(2009)认为中国公司的特质信息较少、市场噪音较多,股价波动主要由噪音而非信息推动。许年行等(2013)指出,中国机构投资者较少依靠私有信息交易,反而存在严重的“羊群行为”,从而降低了公司特质信息在股价中的含量,提高了股价同步性。

因此，在噪音交易假说下，基金抱团导致公司股价同步性变化的可能传导机制如下：由于市场较不成熟、噪音较多，个人投资者的情绪更容易被资本市场中“利好”或“利空”消息调动，从而采取盲目非理性的投资策略。基金抱团可以视为一种掩盖了真实信息的“利好”信号，在捕捉到这一信号后，其他机构投资者或基金经理为获得资金流量认可或出于业绩竞争可能会选择加入抱团，个人投资者出于对抱团基金的认可也将选择买入抱团基金或被抱团股。这促进了市场中的噪音交易，从而降低了公司股价同步性。基于上述分析，我们提出：

Hb: 其他条件不变时，基金抱团持股比例越大，公司股价同步性越低。

三、研究设计

（一）数据来源与样本选取

本文采用我国 2004-2020 年 A 股市场中除金融行业之外的上市公司为研究样本。选择 2004 年作为起始时间的原因是 CSMAR 数据库、CNRDS 数据库中 2004 年以前的部分数据存在缺漏。基金年度持股的详细数据、公司财务数据、股价等数据皆来自 CSMAR 数据库，投资者网络搜索指数来自 CNRDS 数据库。其中，基金的持仓数据包括剔除指数型基金后所有主动型公募基金年报的持股明细，用以涵盖所有基金经理的主动选股行为。此外，根据现有研究的常用做法，本文对所有连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理，以避免异常极端值对研究结果的影响。经过以上处理，本文共收集了 3750 家 A 股上市公司 2004 至 2020 年的 35200 条数据。

（二）变量定义

1. 基金团体持股的度量

本文参考 Crane et al. (2019)、吴晓晖等 (2019)、郭晓冬等 (2020) 系列学者的研究，选取股票的基金团体持股比例 (*CliqueOwnership*) 和基金团体持股比例的赫芬达尔指数 (*Herfindahl*) 两个指标来度量股票的基金团体持股 (*CliqueOwn*)。

基金团体持股比例是从基金层面到股票层面的度量，具体构造如下：

(1) 建立基金网络连接：若两只基金 i 、 j 在年末共同持有 n 家公司股份，且均为占基金净值比例大于 5% 的重仓股，则建立连接 $X_{i,j} = n$ (Pareek, 2012; 肖欣荣等, 2012)。①据此计算出所有 N 只基金两两连接的 $X_{i,j}$ ，可构建一个 $N \times N$ 行的邻接矩阵 M 。

(2) 提取基金团体：运用 Blondel et al. (2008) 等学者开发的社区发现算法 Louvain，根据基金持仓间的连接紧密程度，将基金分配到特定的团体中或视为非团体基金。将上述得到的邻接矩阵 M 导入程序即可提取基金团体。

(3) 计算股票的基金团体持股比例：如式 (1) 所示， $\lambda_{i,j,t}$ 代表基金 j 在 t 年年末持有公司 i 的股份占 i 公司股票流通股比例； $IfClique_{j,t}$ 是一个表示基金 j 是否属于某一基金团体的虚拟变量，即该基金是否抱团基金，是为 1，否为 0。

$$CliqueOwnership_{i,t} = \sum_{j=1}^N \lambda_{i,j,t} \times IfClique_{j,t} \quad (1)$$

① 例如 A 基金和 B 基金在 2010 年年末共同持有 M 公司和 N 公司的股票，其持仓比例占净值均超过 5%，2010 年的 $X_{AB} = 2$ 。

由此， $CliqueOwnership_{i,t}$ 即代表股票 i 在第 t 年被抱团基金所持股持股的比例。 $Herfindahl_{i,t}$ 代表基金团体持股比例的赫芬达尔指数，等于每个基金团体的所有成员持股比例之和的平方和。

2. 股价同步性

对于股价同步性的衡量，参考过往研究，本文运用式（2）来估计个股的 R^2 。

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 r_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $r_{i,t}$ 为第 t 周的个股收益率， $r_{m,t}$ 为第 t 周的市场收益率， $r_{i,t}$ 为第 t 周的行业收益率。 $r_{i,t}$ 是按照中国证监会 2012 年版行业分类标准，以公司流通市值为权重，对个股收益率 $r_{i,t}$ 加权平均计算出来的指标。

再运用式（3）对式（2）的拟合优度进行对数化使之呈正态分布，最后得到的指标即为股价同步性的衡量指标。

$$SYN_{i,t} = \ln\left(\frac{R_{i,t}^2}{1-R_{i,t}^2}\right) \quad (3)$$

其中， $SYN_{i,t}$ 为股票 i 第 t 年的股价同步性衡量指标， $R_{i,t}^2$ 为式（2）的拟合优度。

（三）实证模型

为验证假设，本文构建式（4）检验基金抱团对股价同步性的影响：其中， $SYN_{i,t}$ 代表股票 i 第 t 年的股价同步性； $CliqueOwn_{i,t}$ 度量股票 i 在第 t 年的基金团体持股程度，分别用 $CliqueOwnership_{i,t}$ 和 $Herfindahl_{i,t}$ 衡量。此外，在式（4）中还控制了年度和行业固定效应，记为 $\eta_{i,t}$ ，并采用公司层面的稳健标准误。若 β_1 显著为正，则假设 H_a 成立；若 β_1 显著为负，则假设 H_b 成立。

$$SYN_{i,t} = \alpha + \beta_1 CliqueOwn_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \eta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$X_{i,t}$ 为一组控制变量，参考过往研究，本文控制了是否四大（ $Big4_{i,t}$ ）、账面市值比（ $BM_{i,t}$ ）、资产负债率（ $Lev_{i,t}$ ）、上市年限（ $List_{i,t}$ ）、月平均超额换手率（ $Oturnover_{i,t}$ ）、总资产报酬率（ $ROA_{i,t}$ ）、公司规模（ $Size_{i,t}$ ）、是否国有（ $SOE_{i,t}$ ）、第一大股东持股比例（ $TOP1_{i,t}$ ）。此外，为解决解释变量与被解释变量互为因果而导致的内生性问题，本文将滞后一期的股价同步性 $SYN_{i,t-1}$ 加入控制变量进行回归。

主要变量的定义与衡量如表 1 所示：

表 1 主要变量的定义与衡量

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	$SYN_{i,t}$	第 t 年股票 i 的股价同步性
解释变量	$CliqueOwnership_{i,t}$	第 t 年末持有股票 i 股份的基金团体持股比例
	$Herfindahl_{i,t}$	第 t 年末持有股票 i 股份的基金团体持股比例的赫芬达尔指数
控制变量	$SYN_{i,t-1}$	滞后一期的股价同步性，即第 $t-1$ 年股票 i 的股价同步性
	$Big4_{i,t}$	审计师是否来自四大会计师事务所
	$BM_{i,t}$	公司成长性，以账面市值比衡量
	$Lev_{i,t}$	财务杠杆，以公司资产负债率衡量
	$List_{i,t}$	公司上市年限的对数
	$Oturnover_{i,t}$	月平均超额换手率
	$ROA_{i,t}$	盈利能力，以总资产报酬率衡量
	$Size_{i,t}$	公司规模，以年末公司总资产的自然对数衡量
	$SOE_{i,t}$	公司是否为国有企业持股

	$TOP1_{i,t}$	年末第一大股东持股比例
--	--------------	-------------

(四) 描述性统计

表 2 报告了文中主要变量的描述性统计。股价同步性衡量指标的均值为-0.269，标准差为 0.927，与现有研究结果基本一致。基金团体持股比例 $CliqueOwnership_{i,t}$ 的均值为 0.034，中位数为 0.002，即股票被抱团基金持股的平均比例仅为 3.34%，最大值为 35.2%。从总体上来看，我国基金抱团持股的比例总体并不算高。吴晓晖等（2019）计算的 1999-2016 年机构投资者团体持股比例均值为 8.46%，最大值为 58%，郭晓冬等（2020）计算的 2000-2017 年的机构投资者团体持股比例均值为 7%，最大值为 55.8%，皆约为基金团体持股的 2 到 3 倍。由于机构投资者是若干支基金的集合，其持股比例也相对较大，本文认为这一团体持股比例产生的差距是合理的。

表 2 主要变量的描述性统计

	N	mean	p50	Sd	Min	p10	p90	Max
SYN	35200	-0.269	-0.203	0.927	-3.042	-1.470	0.854	1.784
CliqueOwn	35200	0.034	0.002	0.068	0.000	0.000	0.115	0.352
Herfindahl	35200	0.002	0.000	0.005	0.000	0.000	0.004	0.030
Big4	35200	0.058	0.000	0.233	0.000	0.000	0.000	1.000
BM2	35200	0.565	0.542	0.267	0.088	0.225	0.943	1.179
Lev	35200	0.458	0.455	0.216	0.057	0.170	0.736	1.050
List	35200	2.787	2.944	0.514	0.693	1.946	3.332	3.466
Oturnover	35200	0.027	0.021	0.021	0.003	0.007	0.055	0.111
ROA3	35200	0.030	0.034	0.075	-0.380	-0.016	0.098	0.195
Size	35200	22.020	21.860	1.306	19.320	20.510	23.770	26.030
SOE	35200	0.437	0.000	0.496	0.000	0.000	1.000	1.000
Top1	35200	0.350	0.327	0.152	0.087	0.168	0.566	0.748

四、实证结果

表 3 报告了基准回归结果。回归①显示，在控制了行业固定效应和年份固定效应后，当公司规模、总资产报酬率、换手率等条件不变时：从计量显著性看上，以 $CliqueOwnership$ 衡量的基金抱团程度每增加 1%，股价同步性 SYN 会相应减小 0.522；从经济显著性上看，解释变量 $CliqueOwnership$ 每增加 1 个标准差，被解释变量 SYN 就下降 7.12 个标准差。这一结果在 1% 的水平上显著，从而验证了假设 Hb，支持了噪音交易假说。然而，信息效率假说下的影响机制仍可能存在，下节将进行影响机制检验。

现有研究认为，在尚不成熟的中国资本市场中，股价同步性所反映的更多是与公司价值无关的市场噪音（王亚平等，2009；林忠国等，2012）。因此，本文认为导致这一结果可能的原因为：由于市场较不成熟、噪音较多，投资者的情绪更容易被资本市场中“利好”或“利空”消息调动，从而采取盲目非理性的投资策略。基金抱团可以视为一种掩盖了真实信息的“利好”信号，容易获得个人投资者的认可，从而削弱他们分析判断公司信息的能力，认可抱团基金，买入抱团基金或被抱团股；其他基金经理或机构投资者为获得资金流量认可或出

于业绩的竞争可能会选择加入抱团，这都促进了市场中的噪音交易，从而降低了公司股价同步性。

控制变量中，账面市值比（BM）、公司规模（Size）、是否国有企业（SOE）的系数显著为正，说明公司账面市值比越大、公司规模越大，公司股价同步性越高，且国有企业的同步性高于非国有企业；资产负债率（Lev）、月平均超额换手率（Oturnover）、第一大股东持股比例（Top1）的系数显著为负，说明公司资产负债率越高、月平均超额换手率越高或第一大股东持股比例越大，股价同步性就越低。以上变量的回归结果与现有研究大致相同。

表 3 基准回归结果

	①	②
	SYN	SYN
CliqueOwnship	-0.522*** (-7.42)	
Herfindahl		-7.928*** (-8.52)
F.SYN	0.208*** (37.75)	0.207*** (37.64)
Big4	0.013 (0.67)	0.014 (0.75)
BM	0.707*** (25.71)	0.720*** (27.16)
Lev	-0.515*** (-20.09)	-0.513*** (-20.04)
List	-0.099*** (-7.62)	-0.098*** (-7.62)
Oturnover	-7.519*** (-29.52)	-7.485*** (-29.49)
ROA	-0.072 (-1.04)	-0.085 (-1.22)
Size	0.085*** (14.20)	0.081*** (14.00)
SOE	0.094*** (9.11)	0.094*** (9.06)
Top1	-0.069** (-2.28)	-0.063** (-2.08)
_cons	-1.704*** (-14.02)	-1.634*** (-13.71)
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	30141	30141
F	726,71	728,74
Adj.R-Square	0.39	0.39

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

五、稳健性检验

为检验上述结论的稳健性并解决模型中存在的内生性问题，本文进行了以下检验：

（一）变量构造替换

1. 股价同步性指标替换

（1）原有行业分类标准中，大部分公司同属于制造业，本文将股价同步性指标计算中的行业分类细化为中国证监会行业分类标准的二级行业，避免了这一分类对结果的影响。结果如 4 表回归①②所示；

（2）本文在计算拟合系数 R^2 时采取沪深两市分市场的收益率指标代替全市场收益率指标。结果如表 4 回归③④所示；

（3）本文在计算股价同步性指标时将周收益率替换为日收益率计算股价同步性指标。结果如表 4 回归⑤⑥所示。

以上回归结果均在 1% 水平下显著。

表 4 更换股价同步性指标（1）

	①	②	③	④	⑤	⑥
	行业细化	行业细化	分市场	分市场	日收益率	日收益率
CliqueOwnshi	-3.149*** (-18.56)		-0.501*** (-4.85)		-0.736*** (-9.28)	
Herfindahl		-33.682*** (-15.00)		-8.399*** (-6.15)		-11.672*** (-11.16)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	30101	30101	30141	30141	30150	30150
F	403,21	390,87	613,06	614,65	849,97	854,52
Adj.R2	0.46	0.46	0.35	0.35	0.49	0.49

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

（4）为避免个股收益对市场收益的反应时滞，本文在计算股价同步性指标时对滞后一期和当期收益率进行回归。结果如表 5 回归①②所示；

（5）本文根据“同涨同跌”的直接含义，在时间窗口内利用单只股票价格变动与市场价格变动方向一致占总天数的比例来衡量股价同步性。结果如表 5 回归③④所示。

上述结果均在 1% 水平下显著。

表 5 更换股价同步性指标（2）

	①	②	③	④
	两期收益率	两期收益率	同涨同跌	同涨同跌
CliqueOwnship	-0.636*** (-6.99)		-0.634*** (-16.99)	
Herfindahl		-8.882*** (-7.39)		-6.539*** (-13.24)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	30101	30101	30101	30101
F	465,43	466,04	285,85	274,57
Adj.R-Square	0.35	0.35	0.35	0.35

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. 基金抱团指标替换

除*CliqueOwnership*、*Herfindahl*以外，本文进一步使用持股比例最大的团体持股比例*CliqueTop1*度量基金团体抱团程度。结果如表6回归①所示，其系数在1%水平上显著为负，结论依旧稳健。

3. 更换基金抱团的连接标准

在构造基金团体时，本文以“共同持有每一只股票超过净值占比的5%”作为网络连接的构建标准。本文现重新将3%和7%作为标准重新构建基金团体。结果如表6回归②-⑤所示，其系数均在1%水平上显著为负，结论依旧稳健。

表 6 更换基金抱团度量、更换基金抱团的连接标准

	①	②	③	④	⑤
	SYN	SYN	SYN	SYN	SYN
CliqueTop1	-1.334*** (-8.28)				
CliqueOwnship3		-0.347*** (-6.68)			
CliqueOwnship7			-0.867*** (-6.76)		
Herfindahl3				-8.739*** (-9.48)	
Herfindahl7					-14.612*** (-7.35)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	30141	30141	30141	30141	30141
F	728,28	725,53	725,65	730,71	726,60
Adj.R-Square	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39

注：括号内为经个股聚类调整的T值；*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

（二）样本选择更替

1. 采用固定样本代替全样本

(1) 仅考虑沪深300指数的成分股。为防止基金抱团还可能受到持有股票自身特征的影响，本文仅选取规模大、业绩优秀、更易受到基金经理关注的沪深300指数成分股作为样本进行回归，用以解决部分遗漏变量的问题。结果如表7回归①②所示，结论依旧成立。

(2) 仅考虑初始样本。随着证券市场规模逐渐扩大，上市公司数量的不断增多，公司间风险分散化程度的提高使得个股的 R^2 降低，因此考察时间窗口内固定样本能获得更稳健的结论。表7的回归③④仅选取了2004年前已上市的所有股票作为样本进行回归，结论依旧成立。

2. 剔除股东权益小于0的样本

由于股东权益小于0的公司股价表现可能出现异常，表7回归⑤⑥在剔除了每年股东权益小于0的公司样本后进行回归，结果无实质性变化。

表 7 仅考虑沪深300指数的成分股、仅考虑初始样本、剔除股东权益小于0的样本

	①	②	③	④	⑤	⑥
--	---	---	---	---	---	---

	沪深 300	沪深 300	2004	2004	SYN	SYN
CliqueOwnship	-0.662*** (-3.36)		-0.292*** (-2.97)		-0.527*** (-7.48)	
Herfindahl		-8.457*** (-3.49)		-5.939*** (-4.31)		-7.961*** (-8.55)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2164	2164	15809	15809	29891	29891
F	55,64	55,74	409,87	411,01	702,11	704,08
Adj.R2	0.52	0.52	0.39	0.39	0.39	0.39

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

（三）回归模型的变化

1. 工具变量回归

2015 年 5 月 22 日，中国证监会与香港证监会发布联合公告，就内地与香港两地基金互认安排正式签署《监督合作备忘录》，并于 7 月 1 日起正式实施。从此，符合条件的内地公募基金可以在香港市场公开发售，并受香港证监会监督。截至 2021 年 9 月，“南下”互认基金已达 170 只，“北上”互认基金有 55 只。模仿 Crane et al. (2019) 的方法，本文选择互认基金的出现作为外生事件，构建工具变量进行两阶段回归。具体地：

(1) 设 $post$ 为年份虚拟变量，签署《监督合作备忘录》及以前的年度取 0，2016 及以后的年度取 1；

(2) 如式 (6) 所示，先针对每只基金 i 算出与它连接的所有基金（共 C_i 只）中与互认基金连接的基金数量（连接则 $\delta_k = 1$ ，否则为 0），即 $\sum_{k \in C_i} \delta_k$ ；再根据每只基金 i 持股占股票 j 流通市值的比例 $\lambda_{i,j}$ 加总这一比例，算出每只股票的 $Impact_j$ ，与 $post_t$ 相乘后得到工具变量；

$$Impact_j = \sum_i^N \lambda_{i,j} \left(\frac{1}{|C_i|} \sum_{k \in C_i} \delta_k \right) \quad (6)$$

(3) 依次代入式 (7)、式 (8) 进行两阶段回归。

$$Clique_Own_{j,t} = \alpha + \varphi_1 (Impact_j \times post_t) + X_{j,t} \psi + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$SYN_{j,t} = \alpha + \beta_1 Clique_Own_{j,t} + \lambda X_{j,t} + \eta_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (8)$$

结果如表 8 回归②-⑤所示，基金团体持股比例和赫芬达尔指数的回归系数均在 1% 水平上显著为负。

表 8 工具变量的回归结果

	①	②	③	④
	1stage	2stage	1stage	2stage
CliqueOwnhat		-1.115*** (-4.86)		
Herfindahlhat				-18.609*** (-4.86)

ivlugut	0.705 (55.95)		0.042 (43.44)	
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	30150	30141	30150	30141
F	1274,70	723,11	649,07	723,11
Adj.R-Square	0.37	0.39	0.24	0.39

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

2. Fama-Macbeth 回归

两步界面回归检验 Fama-Macbeth 可以排除残差在截面上的相关性对标准误的影响，从而使回归结果更稳健。本文进行 Fama-Macbeth 回归的结果如表 9 回归②③所示，结论依旧稳健。

表 9 Fama-Macbeth 回归结果

	①	②
	Fama-Macbeth	Fama-Macbeth
CliqueOwnship	-0.712*** (-4.011)	
Herfindahl		-10.030*** (-5.042)
控制变量	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	30141	30141
F	619.90	890.51
Adj.R-Square	0.28	0.28

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

3. 分位数回归

在基准回归模型中，本文采用了固定效应估计方法。为排除离群值和异常值带来的影响，本文采用了 1%和 99%水平上 Winsorize 缩尾处理。为考察在不同分位数水平上基金抱团和股价同步性之间的关系，本文进一步采取分位数回归，所选取的分位值分别是 0.25、0.5 和 0.75。表 10 展示了分位数回归的结果。这表明，在考虑分布不均衡以及离群值问题后，对于基金抱团程度不同的公司，基金抱团对股价同步性的抑制作用依然显著。

表 10 分位数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SYN	SYN	SYN	SYN	SYN	SYN
CliqueOwnership	-0.52***	-0.52***	-0.52***			

	(-5.40)	(-7.59)	(-6.25)			
Herfindahl				-8.14***	-7.90***	-7.68***
				(-6.33)	(-8.64)	(-6.94)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
N	30141	30141	30141	30141	30141	30141

注：括号内为分位数回归的 Z 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

六、影响机制检验

基准回归结果证明了基金抱团与股价同步股性之间存在显著的负相关关系。为进一步探究由基金抱团引起股价同步性变化的影响机制，本节分别从信息效率假说和噪音交易假说出发，分别检验信息披露质量的遮蔽效应和投资者信息能力的中介效应。

（一）信息披露质量的遮蔽效应

信息披露质量是指公司信息被外部投资者接受、解读和扩散的程度，上市公司信息披露行为是市场获取上市公司信息的最主要途径（曾颖和陆正飞，2006；徐寿福和徐龙炳，2015）。然而，在当前市场机制不完善、市场基础不牢靠、机构投资者发展不成熟的现实背景下，基金持股可能会加大管理层盈余管理程度，降低被投资公司的信息披露质量（Koh，2007；杨海燕等，2012）。当基金抱团程度较高时，基金团体成员之间存在合作、同进同退，会削弱“用脚投票”和“退出威胁”的治理效果，降低公司信息披露质量，阻碍团体成员的私有信息融入股价。根据信息效率假说，这将导致公司股价同步性将上升。基于上述分析，我们认为基金抱团会通过降低信息披露质量影响股价同步性，降低了信息效率，在信息披露环节恶化公司信息环境。

参考 Kim & Verrecchia（2001）的方法，本文采用 KV 度量法来衡量信息披露质量，这一方法可以避免采用会计变量因随意应计利润和盈余管理等产生的一系列问题。KV 度量法模型如下：

$$\ln \left| \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right| = \alpha + \beta \left(\frac{Vol_t}{Vol_0} - 1 \right) + \varepsilon \quad (9)$$

其中， P_t 是第 t 日的收盘价， Vol_t 是第 t 日的交易股数， Vol_0 为研究期间所有交易日的平均日交易量。取由最小二乘回归得到的 β （不考虑 β 为负的情况）作为 KV 值。 β 值越小，KV 值越小，公司的信息披露越充分，即 KV 值与信息披露质量成反比。为验证信息披露质量的传导机制，本文运用以下中介效应模型进行检验：

$$KV_{i,t} = \alpha + \beta_1 CliqueOwn_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \eta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$SYN_{i,t} = \alpha + \theta_1 CliqueOwn_{i,t} + \theta_2 KV_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \eta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

式（10）检验的是基金抱团比例对于信息披露质量的影响；式（11）检验的是在控制基金抱团持股比例的情况下，信息披露质量对于股价同步性的影响。信息披露质量的中介效应的大小等于 $\beta_1 * \theta_2$ 。

实证结果如表 11 所示，系数 β_1 和 θ_2 均在 1%水平下显著，由此证明了信息披露质量存在遮蔽效应，无需再采用 Sobel 法或 Bootstrap 法检验系数乘积 $\beta_1 * \theta_2$ 。这一中介效应的大小分别是 0.065 和 0.378，分别占总效应的-13.19%和-4.99%。这表明信息效率假说下信息披露质量的影响机制确实存在。然而，基金抱团与股价同步性之间可能存在其他影响机制，使得整体表现为抑制关系。

表 11 信息披露质量的遮蔽效应

自变量	① CliqueOwnship	② Herfindahl
因变量	SYN	
中介变量	KV	
β_1	0.219*** (14.78)	1.311*** (6.61)
θ_2	0.298*** (10.68)	0.288*** (10.36)
中介效应大小	0.065	0.378
占总效应比例	-13.19%	-4.99%
控制变量	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	29692	29692

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

（二）投资者信息能力的中介效应

投资者信息能力是指投资者获取信息、处理信息从而实现信息优势或避免信息劣势的能力（Kalay, 2015; Tan et al., 2015）。投资者信息能力越高，意味着个人投资者将更倾向于将公司基本面作为投资决策的依据。个人投资者出现非理性投资行为的主要原因是：个人投资者缺乏各类资源，往往凭借个体经验和过往经历进行判断，并且容易受到不同渠道小道消息的影响，做出冲动决策并频繁交易，成为噪音交易者（Peng & Xiong, 2006）。投资者通过互联网的信息搜寻行为能够通过降低自身投资行为偏差减少股价联动异象（刘莎莎和孔高文, 2017）。基金抱团可以视为一种掩盖了真实信息的“利好”信号。出于对基金经理选股能力的信任，个人投资者根据抱团信号买入抱团基金或被抱团股票，从而削弱他们分析判断公司信息的能力。根据噪音交易假说，这将导致公司股价同步性将下降。基于上述分析，我们认为基金抱团会通过削弱投资者信息能力影响股价同步性，促进了噪音交易，在信息使用环节恶化公司信息环境。

参考过往研究，本文选取投资者网络搜索指数来衡量投资者信息能力变化的程度。投资者网络搜索指数越大，意味着投资者主动获取上市公司信息的动机和能力越强。本文以股票代码、公司简称、公司全称为关键词总和的搜索次数与 1 之和的自然对数定义为投资者信息

能力 ($SVI_{i,t}$)。为验证个人投资者信息能力的传导机制,本文运用以下中介效应模型进行检验:

$$SVI_{i,t} = \alpha + \beta_1 CliqueOwn_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \eta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$SYN_{i,t} = \alpha + \theta_1 CliqueOwn_{i,t} + \theta_2 SVI_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \eta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,式(12)检验的是基金抱团比例对于个人投资者信息能力的影响;式(13)检验的是在控制基金抱团持股比例的情况下,个人投资者信息能力对于股价同步性的影响。个人投资者信息能力中介效应的大小等于 $\beta_1 * \theta_2$ 。

实证结果如表 12 所示,系数 β_1 和 θ_2 均在 1%水平下显著,由此证明了投资者信息能力存在中介效应,无需再采用 Sobel 法或 Bootstrap 法检验系数乘积 $\beta_1 * \theta_2$ 。这一中介效应的大小分别是-0.129 和-1.496,分别占总效应的 21.28%和 15.80%。这表明投资者信息能力是一个相对重要的影响机制。在基金抱团与股价同步性之间,噪音交易假说的解释力度更强,投资者信息能力的影响机制占据主导地位。

表 12 投资者信息能力的中介效应

自变量	① CliqueOwnship	② Herfindahl
因变量	SYN	
中介变量	SVI	
β_1	-1.185*** (-20.21)	-13.851*** (-17.77)
θ_2	0.109*** (9.08)	0.108*** (9.03)
中介效应大小	-0.129	-1.496
占总效应比例	21.28%	15.80%
控制变量	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	20326	20326

注:括号内为经个股聚类调整的 T 值; *、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

综上所述,基金抱团影响股价同步性的可能影响机制为降低信息披露质量和削弱投资者信息能力。其中,投资者信息能力这一影响机制解释力度更强,使得基金抱团与股价同步性之间整体表现为抑制关系。在这两种机制中,基金的抱团行为分别在信息披露环节和信息使用环节恶化了公司信息环境。

七、异质性检验

基于噪音交易假说下投资者信息能力的影响机制,本节将近一步研究经济政策不确定性和市场投资者情绪在基金抱团与股价同步性之间的调节效应。

(一) 经济政策不确定性的调节效应

经济政策不确定性指的是经济主体无法确切预知政府是否、何时以及如何改变现行经济政策 (Gulen & Ion, 2016)。政策不确定性能够通过企业现金流、贴现因子和相关系数等途径提高股票风险,能够很好地解释我国股市波动的长期成分 (雷立坤等, 2018)。此外,陈

国进等（2017）认为，政策不确定性通过影响企业利润率、家庭消费和风险资产投资比例，进而影响企业账面价值和股票价格。当政策不确定较高时，股票市场将产生更大的波动，风险进一步加剧。面临较高的政策不确定时，个人投资者的观望情绪更强，更容易将基金抱团视作重要的“利好”信号，加剧了股票市场中的噪音交易，从而进一步降低公司股价同步性。基于上述分析，我们认为当经济政策不确定性较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。

参考 Baker et al.（2016）的方法，本文根据《南华早报》关键词搜索测算得到的指数，即《南华早报》中同时包括“中国”、“经济”、“不确定性”以及“政策”四个关键词的相关报道的数量占当月文章总数量的比重作为经济政策不确定性（ EPU_t ）。^①为检验经济政策不确定性的异质性，本文将样本分为高经济政策不确定性组和低经济政策不确定性组两组，分组进行回归。

实证结果如表 13 所示，基金抱团指标 *CliqueOwnship* 和 *Herfindahl* 在高经济不确定性组中的回归系数分别为-0.666 和-9.818；在低经济政策不确定性组中的回归系数为-0.154 和-2.405，显著低于高经济政策不确定性组。这表明，当经济政策不确定性较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。Chow 检验的结果表明这一结构差异是显著的。

表 13 经济政策不确定性的调节效应

	①	②	③	④
	SYN（高 EPU）	SYN（低 EPU）	SYN（高 EPU）	SYN（低 EPU）
<i>CliqueOwn</i>	-0.666*** (-7.96)	-0.154 (-1.13)		
<i>Herfindahl</i>			-9.818*** (-8.85)	-2.405 (-1.37)
Chow 检验	(11.86)***		(11.482)***	
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	25488	4653	25488	4653
F	642.09	89.36	643.83	89.42
Adj.R-Square	0.41	0.28	0.41	0.28

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值和 Chow 检验的 F 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

（二）市场投资者情绪的调节效应

投资者情绪是影响资本市场定价的系统性风险（De Long et al., 1990）。行为金融学认为,信念和偏好异质的投资者常常是非理性的，而且由于情绪感染、模仿学习等社会互动机制的影响,以及有限套利的存在，会导致资产价格经常偏离正常水平。在我国股票市场中，投资者情绪对市场流动性的影响是正向的，投资者情绪越高，市场流动性越强，且我国股票市场中参与交易的投资者在面临新的消息面时更多的呈现出认知不足的特征（刘晓星等，2016；何诚颖等，2021）。当市场投资者情绪较高时，资本市场整体将更热衷于挖掘投资机会。面

^① 该数据来自 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html 网站，该网站定期对外公布不同国家和地区的月度经济政策不确定指数，对月数据取平均后得到年数据。

临较高的市场投资者情绪时，个人投资者将更有可能将基金抱团视作重要的“利好”信号。由于非理性行为偏差的存在，个人投资者将更倾向于根据市场交易数据与“利好”信息进行交易，削弱了自身的的信息分析能力，从而进一步降低公司股价同步性。基于上述分析，我们认为当市场投资者情绪较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。

参考易志高和茅宁（2009）的方法，本文在改进 BW 指数构建方法的基础上，融入能反映国内股票市场投资者情绪变化的指标，即封闭式基金折价、交易量、IPO 数量及上市首日收益、消费者信心指数和新增投资者开户数等，同时控制了居民消费价格指数、工业品出厂价格指数、工业增加值和宏观经济景气指数等宏观经济变量，构建了中国股票市场投资者情绪综合指数（ $CICSI_t$ ）的月度指标，以月度指标的算术平均值作为年度指标。为检验市场投资者情绪的异质性，本文将样本分为高市场投资者情绪组和低市场投资者情绪组两组，分组进行回归。

实证结果如 14 表所示，基金抱团指标 $CliqueOwnship$ 和 $Herfindahl$ 在高市场投资者情绪组中的回归系数分别为-0.673 和-0.488；在低市场投资者情绪组中的回归系数为-10.130 和-7.465，显著低于高市场投资者情绪组。这表明，当市场投资者情绪较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。Chow 检验的结果表明这一结构差异是显著的。

表 14 市场投资者情绪的调节效应

	①	②	③	④
	SYN（高 $CICSI$ ）	SYN（低 $CICSI$ ）	SYN（高 $CICSI$ ）	SYN（低 $CICSI$ ）
$CliqueOwn$	-0.673*** (-6.34)	-0.488*** (-5.16)		
$Herfindahl$			-10.130*** (-6.86)	-7.465*** (-6.24)
Chow 检验		(15.33)***		(15.38)***
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	17299	12842	17299	12842
F	400,16	345,34	400,95	346,79
Adj.R-Square	0.37	0.44	0.37	0.44

注：括号内为经个股聚类调整的 T 值和 Chow 检验的 F 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

八、结论与启示

通过对基金经理主动选股中抱团行为的研究，本文的研究结论为：第一，基金抱团持股比例的增大显著地降低了公司股价的同步性；第二，基金抱团对股价同步性的可能影响机制为削弱信息披露质量和降低投资者信息能力；第三，在经济政策不确定性、市场投资者情绪较高时，基金抱团对股价同步性的抑制作用更为剧烈。

本文可能的启示如下：第一，从信息披露环节来看，基金的过度抱团行为降低了信息效率，不利于公司特质信息融入股价；第二，从信息使用环节来看，基金的过度抱团行为促进

了噪音交易，不利于个人投资者有序参与市场；第三，从基金抱团本身来看，基金的过度抱团行为需引起资本市场中各参与者的高度重视。

本文也有一定不足之处：如本文对基金抱团的成因和方式探究不足、尚未提出信息传播环节的影响机制等，均有待后续研究的进一步完善。

参考文献

- 曹丰、鲁冰、李争光、徐凯，2015：《机构投资者降低了股价崩盘风险吗》，《会计研究》，第11期。
- 陈国进、张润泽、赵向琴，2017：《政策不确定性、消费行为与股票资产定价》，《世界经济》，第1期。
- 代昀昊、唐齐鸣、刘莎莎，2015：《机构投资者、信息不对称与股价暴跌风险》，《投资研究》，第1期。
- 高昊宇、杨晓光、叶彦艺，2017：《机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用：基于中国市场的实证》，《金融研究》，第2期。
- 郭晓冬、王攀、吴晓晖，2020：《机构投资者网络团体与公司非效率投资》，《世界经济》，第4期。
- 何诚颖、陈锐、薛冰、何牧原，2021：《投资者情绪、有限套利与股价异象》，《经济研究》，第1期。
- 雷立坤、余江、魏宇、赖晓东，2018：《经济政策不确定性与我国股市波动率预测研究》，《管理科学学报》，第6期。
- 李丹、王丹，2016：《供应链客户信息对公司信息环境的影响研究——基于股价同步性的分析》，《金融研究》，第12期。
- 林忠国、韩立岩、李伟，2012：《股价波动非同步性——信息还是噪音？》，《管理科学学报》，第6期。
- 刘京军、苏楚林，2016：《传染的资金：基于网络结构的基金资金流量及业绩影响研究》，《管理世界》，第1期。
- 刘莎莎、孔高文，2017：《信息搜寻、个人投资者交易与股价联动异象——基于股票送转的研究》，《金融研究》，第11期。
- 刘晓星、张旭、顾笑贤、姚登宝，2016：《投资者行为如何影响股票市场流动性？——基于投资者情绪、信息认知和卖空约束的分析》，《管理科学学报》，第10期。
- 罗荣华、田正磊、方红艳，2020：《“和而不群”还是“卓尔不群”？——基于基金网络信息使用的视角》，《金融研究》，第8期。
- 唐松、胡威、孙铮，2011：《政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据》，《金融研究》，第7期。
- 王亚平、刘慧龙、吴联生，2009：《信息透明度、机构投资者与股价同步性》，《金融研究》，第12期。
- 王艳艳、于李胜、安然，2014：《非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境？——基于社会责任报告披露的研究》，《金融研究》，第8期。
- 吴晓晖、郭晓冬、乔政，2019：《机构投资者抱团与股价崩盘风险》，《中国工业经济》，第2期。
- 肖欣荣、刘健、赵海健，2012：《机构投资者行为的传染——基于投资者网络视角》，《管理世界》，第12期。
- 许年行、于上尧、伊志宏，2013：《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》，《管理世界》，第7期。
- 徐寿福、徐龙炳，2015：《信息披露质量与资本市场估值偏误》，《会计研究》，第1期。
- 杨海燕、韦德洪、孙健，2012：《机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗？——兼论不同类型机构投资者的差异》，《会计研究》，第9期。
- 易志高、茅宁，2009：《中国股市投资者情绪测量研究：CICSI的构建》，《金融研究》，第11期。
- 游家兴、张俊生、江伟，2006：《制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性》，《经济学（季刊）》，第1期。
- 于上尧、王雪、伊志宏，2015：《“抱团”能否“取暖”——基金经理的选股策略与基金业绩》，《经济学报》，第4期。
- 曾颖、陆正飞，2006：《信息披露质量与股权融资成本》，《经济研究》，第2期。
- 朱红军、何贤杰、陶林，2007：《中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据》，《金融研究》，第2期。
- Blocher, J., 2016, "Network Externalities in Mutual Funds", *Journal of Financial Markets*, 30, 1-26.
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Callen, J. L., and X. Fang, 2013, "Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring Versus Short-termism", *Journal of Banking and Finance*, 37(8), 3047-3063.
- Chan, K., and A. Hameed, 2006, "Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets", *Journal of Financial Economics*, 80(1), 115 - 147.

- Cohen, L., A. Frazzini, and C. Malloy, 2008, "The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns", *Journal of Political Economy*, 116(5),951-979.
- Crane, A. D., A. Koch, and S. Michenaud, 2019, "Institutional Investor Cliques and Governance", *Journal of Financial Economics*, 133(1), 175-197.
- DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann, 1989, "The Size and Incidence of the Losses From Noise Trading", *The Journal of Finance*, 44(3), 681-696.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann, 1990, "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Fernandes, N., and M. A. Ferreira, 2009, "Insider trading laws and stock price informativeness", *The Review of Financial Studies*, 22(5), 1845-1887.
- Gul, F. A., J. Kim, and A. Qiu, 2010, "Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China", *Journal of Financial Economics*, 95(3), 425-442.
- Gulen, H., and M. Ion, 2016, "Policy Uncertainty and Corporate Investment", *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- Hong, H., J. D. Kubik, and J. C. Stein, 2005, "Thy Neighbor's Portfolio: Word - Of - Mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers", *The Journal of Finance*, 60(6), 2801-2824.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and T. Hassan, 2009, "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Kalay A., 2015, "Investor Sophistication and Disclosure Clienteles", *Review of Accounting Studies*, 20, 976-1011.
- Kelly P. J., 2014, "Information Efficiency and Firm-Specific Return Variation", *The Quarterly Journal of Finance*, 4(4), 1-44.
- Kim, O., and R. Verrecchia, 2001, "The Relation among Disclosure, Returns and Trading Volume Information", *The Accounting Review*, 76(4), 633-654.
- Koh, P., 2007, "Institutional Investor Type, Earnings Management and Benchmark Beaters", *Journal of Accounting and Public Policy*, 26(3), 267-299.
- Kumar, A., and C. M. Lee., 2006, "Retail investor sentiment and return comovements", *Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu., 2000, "The information content of stock markets: Why do Emerging Markets have synchronous Stock Price Movements?", *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 215-260.
- Pareek, A., 2012, "Information Networks: Implications for Mutual Fund Trading Behavior and Stock Returns", *SSRN Electronic Journal*.
- Peng, L., and W. Xiong, 2006, "Investor Attention, Overconfidence and Category Learning", *Journal of Financial Economics*, 80(3), 563-602.
- Tan, H., E. Y. Wang, and B. Zhou, 2015, "When the Use of Positive Language Backfires: The Joint Effect of Tone, Readability and Investor Sophistication on Earnings Judgments", *Journal of Accounting Research*, 52(1), 273-302.
- West, K., 1988, "Dividend innovations and stock price volatility". *Econometrica*, 56(1), 37 - 61.