

机构投资者、公司特质信息与股价波动同步性 ——基于 R^2 的研究视角

游家兴 汪立琴*

摘要: 本文以 2006 至 2010 年中国非金融上市公司为考察对象,分别从水平效应和增量效应两个角度,考察机构投资者与股价波动同步性之间的关系。实证研究发现,机构投资者的参与提高了整个市场投资者的理性程度,有助于市场信息传递机制的完善,推动了股票价格对公司特质信息的吸收,从而有力抑制了股价波动的同涨共跌现象。本文的实证结果从股价波动同步性的角度,支持了机构投资者的参与有助于市场稳定和信息传递的观点。

关键词: 机构投资者 特质信息 同步性 R^2

JEL 分类号: G32, G34 **中图分类号:** F830.91

文献标识码: A **文章编号:** 1000-6249(2012)11-0089-013

一、引言

自从 Morck、Yeung 和 Yu (2000) 开创性地从产权经济学的角度,实证分析了国别之间证券市场价格波动同步性(Synchronicity)差异的原因所在后,越来越多的学者加入了对其形成机理及其经济后果的讨论。所谓股价波动的同步性亦即在中国通常所说的“同涨共跌”现象,是指在某一时间段绝大多数股票价格同时上涨或者同时下跌。这一现象的出现被认为削弱了股票价格对公司价值的甄别、筛选和反馈功能,破坏了公司信号的传递机制,弱化了证券市场通过价格来进行资源配置的效率(Wurgler 2000; Morck 等 2000; Durnev 等 2003 2004)。^①

较少地纳入股票的定价之中,使得股价波动呈现出与大盘相一致的运动特征。对于股票价格对公司特质信息的吸收,许多理论均表明交易者的类型及其相应的交易行为在其中的作用至关重要(Grossman 和 Stiglitz, 1980; De Long 等 1990; Shleifer 和 Vishny, 1997)。例如, Grossman 和 Stiglitz (1980) 所建立的理论模型表明,信息交易者的套利活动不仅推动了股票价格对私人信息的吸收,进而也提高了股票价格对其真实价值的反映程度。而 De Long 等(1990)构建的理论模型则强调了噪音交易者的交易活动对股价波动的影响,认为噪音交易的增加将引起与公司特质信息无关的整个市场的股价波动。

本文所关注的问题是,证券市场上不同类型投资者的参与程度是否会影响到股票价格对公司特质信息的吸收,进而导致股价波动同步性发生变化。由于机构投资者在信息获取资源和处理能力上远远优于个人投资者,其交易行为也相对理性。因此,本文选用机构投资者作为信息交易者的代理变量,以此来考察信息交易者的参与程度对股价波动同步性的影响作用。本文的实证结果表明,机构投资者的参与提高了整个市场投资者的理性程度,有助于市场信息传递机制的完善,推动了股票价格对公司特质信息的吸收,

* 游家兴,北京大学光华管理学院会计系,厦门大学管理学院财务学系,Email: hymnyou@sina.com,通讯地址:福建厦门大学 1548 号信箱,邮政编码:361005;汪立琴,厦门大学经济学院统计系,Email: wlqxmu@gmail.com。本文受到国家自然科学基金青年项目(项目编号:71102061)的资助。我们非常感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

^① 根据 Roll (1988)、Morck 等(2000)、Jin 等(2006) 等学者的研究,证券市场的信息分为市场层面的信息和公司层面的信息。前者是指对各个公司具有普遍影响的事件,如宏观经济变化、法律颁布等;后者是指除市场层面消息外,包括增发、配股、并购、股利发放等在内的与公司基本价值密切相关的特殊事件,即所谓的公司特质信息。

从而有力抑制了股价波动的同涨共跌现象。在现有文献的基础上,本文做出如下贡献:第一,本文的研究丰富了有关机构投资者的研究文献,从股价波动同步性的角度支持了机构投资者的参与有助于市场稳定和传递的观点,并且对 Grossman 和 Stiglitz(1980)、De Long 等(1990)等理性预期模型的理论推导给出了直接的经验证据;第二,尽管在机构投资者与股价波动同步性关系研究上引起了一些学者的关注(如,王亚平等 2009;张永任、李晓渝 2010;王咏梅、王亚平 2011^①),本文不仅从水平效应和增量效应两个层面进行考察,而且通过运用两阶段最小二乘法解决二者的内生性问题,从而能够从更全面的视角展开分析,并增加更加稳健的经验证据。

本文余下部分结构安排如下:第二部分在文献回顾的基础上,提出本文的研究假设;第三部分介绍本文的研究设计;实证检验的结果及相关分析在第四部分给出;最后对全文进行总结和讨论。

二、文献回顾与假设提出

对于机构投资者对股价波动同步性的影响,尽管学术界较少给出直接的经验证据,但是许多已有的研究却是以此为出发点,他们潜在地假定一国的法律制度或一个公司的信息环境影响了证券市场参与者的行为和动机,并通过市场参与者的行为影响了股票价格对各类信息的吸收(Morck 等,2000;Chan 和 Hameed 2006;Jin 和 Myers 2006;游家兴等 2006)。如 Morck、Yueng 和 Yun(2000)认为,因产权保护不同而导致的信息交易者套利行为的差异是各个国家证券市场股价波动同步性不同的主要原因;游家兴等(2006)则考察单一国家制度环境构建对股价波动同步性的影响。他们研究发现,伴随着中国证券市场制度建设的逐步推进、不断完善的历史过程,股价波动的同步性趋向减弱,股票价格所反映出的公司特质信息越来越丰富。而 Chan 和 Hameed(2006)则认为,上市公司较低的信息透明度以及由此而导致的过高的信息收集成本将阻隔信息交易者的套利活动,抑制了股票价格对公司特质信息的吸收。

需要指出的是:公司层面收益的较大波动(即较低的同步性)要么反映私人信息的存在,要么表明与公司价值无关的噪音交易(Roll,1988)。因此,较低的股价波动同步性不一定意味着知情交易活跃,相反,这也有可能是市场投机或噪音交易的结果。换言之,较低水平的股价波动同步性究竟是与噪音信息相联系,抑或反映更多与公司基本价值相关的信息含量,目前学术界对此还存在一定的争执(Durnev 等,2003;Ashbaugh-Skaife 等,2006;Hou 等,2006;许年行等,2011;等等)。Durnev 等(2003)最先对 Roll(1988)提出的两个竞争性对立假说进行检验。他们建立了股票收益对公司未来会计盈余的回归模型,并采用未来盈余反应系数和未来盈余解释力两个指标作为判断依据,其含义在于:如果较低水平的股价波动同步性意味着股票价格所反映的有关公司基本面的信息越丰富,那么,相应地,公司未来盈余对股价的反应系数就越高,解释力度也应越大。他们的研究表明较低的股价波动同步性的股票,其收益包含了更多的有关未来盈余的信息,从而验证了 Roll(1988)的第一个假说:公司之间同步性的差异应归因于股票价格特质信息含量的差异^②。就本文研究而言,我们更倾向于认为较低的股价波动同步性意味着较高的公司特质信

^① 王亚平等(2009)实证分析了机构投资者持股比例对股价波动同步性与信息透明度之间关系的影响;张永任、李晓渝(2010)将机构持股比例作为股价中信息含量的代理变量,考察了股价信息含量与波动同步性二者的关系;王咏梅、王亚平(2011)以股价波动同步性作为衡量市场信息效率的代理变量,对机构投资者对信息效率的作用路径展开了细致的研究。

^② 然而,Durnev 等(2003)的研究结论受到一些学者的质疑。如 Ashbaugh-Skaife 等(2006)对包括美国在内的6个发达国家的证券市场进行了跨国检验,他们发现股价波动同步性越低的公司,股票价格所包含的当前盈余和未来盈余的信息越少,与 Durnev 等(2003)的研究结论相反。笔者认为,尽管 Ashbaugh-Skaife 等(2005)重复了 Durnev 等(2003)的研究,但在研究设计上存在不同之处:首先,前者是基于公司层面的研究,而后者则从行业比较展开研究;其次,在研究窗口上,前者选取1990至2002年为研究期间,而后者则选取1983至1995年为研究期间。等等这些差异都有可能使得他们对于美国上市公司的研究结果出现不一致。

息含量,原因在于:首先,从国外研究来看,尽管还存在一些质疑,但已发表的论文普遍支持信息效率观点,如 Morck 等(2000)、Durnev 等(2003,2004)、Jin 和 Myers(2005)、Chan 和 Hameed(2006)、Fernandes 和 Ferreira(2009)等等;其次,从国内研究来看,许多学者也持相同的观点(游家兴等,2006、2007、2008;孔东民、申睿,2007;王亚平等,2009)。例如,游家兴等(2007)、孔东民和申睿(2007)研究发现公司信息透明度越高,股价波动同步性越低;王亚平等(2009)发现股价同步性正向反映了股票市场信息效率。

中国证券市场是以个人投资者为参与主体的股票市场。由于个人投资者分析判断能力有限,投资技巧匮乏,信息获取渠道欠缺,其交易行为带有明显的投机色彩,经常快进快出,短线博杀,并且他们容易受市场气氛所左右,盲目跟风,追涨杀跌,呈现出较强的非理性行为特征(李心丹等,2002;陈斌等,2002)。因此,个人投资者往往被视为噪音交易者。而在一个噪音交易者主导的股票市场中,大量噪音交易所产生的套利风险以及由此增加的信息收集成本,不仅会抑制信息交易者的套利活动,而且会将他们从市场中驱逐出去,从而阻隔了市场信息的传递和股票价格对市场信息的吸收(Roll,1988;Shleifer 和 Vishny,1997;Morck 等,2000)。

机构投资者由于具有比个人投资者更优越的信息资源,并且有着专业的研究人员和基金经理,能够更准确地评估股票的基础价值,因此,他们往往被视为信息交易者(Daniel 等,1997;Wermers,2000)。并且,许多研究发现,机构投资者的引入及其基于信息的交易行为^①加速了股票价格对新信息的调整和吸收,增进了股票市场的信息效率。例如,Kamara(1997)、Gompers 和 Metrick(2001)、Chan、Leung 和 Wang(2004)等学者发现,随着证券市场机构投资者数量的增加,他们逆向趋势追踪或负反馈交易不仅降低了市场的波动性,而且使得市场对股票的定价机制更加合理、有效,推进了证券市场信息效率的提高^②。而 Boehmer 和 Kelley(2005)则发现,在机构投资者持股比例越高的股票,其价格运动更多地表现出随机漫步特征,预示着更高的信息效率。并且,随着机构投资者交易数量的增加,股票价格的信息效率也得以明显提高。

就中国而言,机构投资者随着证券市场的发展逐步发展壮大,截止2010年底已成立的基金公司共有60家,所发行的证券投资基金也达到了729只,基金品种已由原来的单一封闭式基金逐渐形成封闭式基金、开放式基金、交易所基金和上市开放式基金在内的品种多样、投资风格各异的格局。随着机构投资者的引入以及数量的迅速增长,中国证券市场投资者的构成也在发生深刻变化,带动了整个市场走向理性。如果说机构投资者基于信息的交易行为有助于加强市场信息的传递机制,推动股票价格向其基本价值接近,那么随着他们参与程度的提高,股价波动中所反映的公司特质信息含量将得以增加,进而,股价波动的同涨共跌现象也将得以抑制。据此,本文提出了下列有待验证的研究假设:

H: 机构投资者参与程度越高的股票,股价波动的同步性越低。

为了深入考察机构投资者对股价波动同步性的影响,上述研究假设可以从水平效应和增量效应两个角度进一步分解为:

H1(水平效应假设):机构投资者参与水平越高的股票,股价波动同步性越低。

H2(增量效应假设):机构投资者参与水平提高越多的股票,股价波动同步性下降得越快。

^① 机构投资者交易行为是否理性,对于降低市场价格波动是否具有积极作用,学术界对此仍存在争执:一方认为机构投资者不仅是理性的,并且他们的参与有助于市场的稳定(如Cohen、Gompers 和 Vuolteenaho,2002);另一方则认为,机构投资者同样存在着羊群效应和短视行为,他们的参与会加剧市场的波动程度(如Nofsinger 和 Sias,1999)。而对于中国证券市场,我国学者对机构投资者的作用同样有着类似的争议(宋军、吴冲锋,2001;孙培源、施东晖,2002;伍旭川、何鹏,2005;祁斌等,2006)。

^② Kamara(1997)、Chan、Leung 和 Wang(2004)研究发现,机构投资者的引入有助于消除季节效应等市场异象,而Gompers 和 Metrick(2001)则发现机构投资者数量的增加以及交易规模的扩大是美国股票市场规模效应消失的主要原因之一。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文的研究样本为 2006 年至 2010 年在沪深证券交易所上市的公司。基于研究设计的需要,本文剔除了以下公司:(1) 由于股价波动同步性是通过捕捉个股回报与市场回报之间的联动关系得出,因此,为了避免 IPO 对个股收益进而对股价波动同步性的影响,本文剔除了当年度新上市的公司;(2) 剔除了研究变量数据缺失的公司;(3) 由于金融行业的特殊性,本文将银行等金融类上市公司排除在样本之外。本文最后得到以 1429 家公司为样本、前后 5 年共计 6126 个观察点的面板数据。

本文有关机构投资者变量(机构投资者对上市公司的持有数量和持股比例)的数据来自华泰证券聚源数据分析系统,其余所有财务与交易数据来自上海万得资讯科技有限公司开发的 Wind 数据库。

(二) 股价波动同步性的度量

我们借鉴 Roll(1988) 以及 Morck 等(2000) 等学者的研究,我们通过下列简化的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:

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{M,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $r_{i,t}$ 表示第 i 只股票 t 期的周收益率,本文采用考虑股利收入的收益率进行计算; $r_{M,t}$ 表示 t 期以流通市值加权计算的市场周收益率。根据统计学原理, R^2 的经济意义可以理解为公司股价波动被市场波动所解释的部分。因此, R^2 越大,表明股价波动的同步性越强,股价波动表现出跟随大盘同涨共跌的现象越为明显,或者说股票价格具有较低的信息含量。

Durnev 等(2003, 2004) 在上述模型中进一步引入行业收益率,不仅考虑了个股与市场大盘之间的同步性,而且也考虑了个股与行业之间的同步性,其直观意义在于:如果行业内各个公司股价波动同步性趋向一致,那么,股票价格对甄别行业内公司间的价值差异同样没有任何作用。因此,本文还同时考察加入行业因素^①的同步性指标:

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

其中: $r_{I,t}$ 表示 t 期以流通市值加权计算的行业周收益率,其它变量定义同上。

(三) 模型设定

由于研究样本为跨年度的截面数据,本文采用面板数据回归分析方法,通过建立固定时期效应模型以控制年份影响。为了检验本文所提出的研究假设,本文分别从水平效应(Mean Effect) 和增量效应(Increment Effect) 两个角度来考察机构投资者对股价波动同步性的影响。

1. 水平效应

水平效应主要考察机构投资者参与程度的水平值是否会对股价波动同步性产生影响,其检验模型设定如下:

$$Syn_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \sum_{i=2} \alpha_i Controls_{it} + (fix_effects) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在模型(3)中,被解释变量为股价波动同步性(Syn)。考虑到 R^2 的取值区间为 $[0, 1]$,不符合计量经济学中最小二乘法的回归要求,为此,本文对 R^2 进行对数转换:

$$Syn = \text{Log}\left(\frac{R^2}{1 - R^2}\right) \quad (4)$$

在模型(3)中,所关心的解释变量为机构投资者的参与程度(X_{it}),本文选取了三个变量作为代理指

^① 在进行行业划分时,本文依据中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》进行分类,除工业类因行业内差异显著而按二级代码分类外,其余行业按一级代码分类进行计算,共计 22 个行业。

标:1、机构投资者持有数量(Num_{it})表示在t期持有第i只股票的所有机构投资者数量之和;2、机构投资者持股比例(Ratio_{it})表示在t期全部机构投资者持有第i只股票的股份比例之和;3、机构投资者与散户二者的持股比例之比(H_{it})表示在t期全部机构投资者对第i只股票的持股比例与其它投资者(散户)持股比例之比^①。这其中,持股比例采用持股数量占该股票流通股数的比值进行度量。Num_{it}、Ratio_{it}或H_{it}数值越大,说明机构投资者对该只股票的关注越大,相应的基于信息的套利活动也越活跃,或者说,基于噪音的非理性行为越弱。

由于Num_{it}、Ratio_{it}和H_{it}及其相应的差分变量在数值分布上存在着较大的偏倚(如表1和表2的描述统计所示,均值和中值存在着很大的差异),因此,本文采用百分位数赋值的方法,即将各指标按大小排序,并赋予其所在位次的百分位数值。通过该方法,我们将指标的数值压缩在[0,1]的区间内,可以较好地消除样本观察值分布偏倚造成的影响。

Controls为系列控制变量,本文借鉴Roll(1988)、Morck等(2000)、Jin和Myers(2006)等学者的研究成果,引入以下控制变量:(1)公司上市年龄(Age),取公司首次公开发行日期距研究窗口的间隔年份;(2)账面市值比(BM),取公司上一年度净资产与年初总市值的比值;(3)杠杆比率(Lev),取上一年年末资产负债率;(4)公司规模(Size),取上市公司当年年初的考虑非流通股因素总市值,并通过自然对数进行转化;(5)换手率(Tvr),取各股研究期间周换手率的均值,其中,换手率为成交股数与流通股本的比值。此外,考虑到公司治理特征变量会影响到公司特质信息的披露,进而作用于股价波动同步性,因此,我们还引入了以下四个公司治理相关变量:(1)股权集中度(Conctn),取前5大股东持股比例平方之和,数值越大表明股权越集中;(2)股权性质(Nature),当控股股东为国有时,取值为1,否则为0;(3)国有股权比例(State);(4)董事会规模(Board),取董事会成员数量^②。

2. 增量效应

增量效应主要考察机构投资者参与程度对股价波动的边际效应,即一单位机构投资者参与程度的提高会带来多少单位股价波动同步性的上升或下降,其检验模型设定如下:

$$\Delta Syn_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{it} + \sum_{i=2} \beta_i \Delta Controls_{it} + (fix_effects) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: Δ 代表差分,表示变量在t期与t-1期期间的变化,其它变量定义同上。由于采用差分模型,减少了一期的样本观测单位,使得样本量减少了1375个,即纳入回归方程的样本公司数为1324家公司,5年共计4751个样本。在控制变量上,由于公司上市年龄差分后都变为常数,在回归模型中失去意义,因此,本文将其剔除,只引入账面市值比、财务杠杆率、规模、换手率、股权集中度、股权性质、国有股权比例、董事会规模八个差分变量。

(四) 描述性统计

表1提供了水平研究变量在2006至2010年间的描述性统计结果。从中可以看出,我国上市公司股票价格周收益率的40.8%可以由市场收益率予以解释。如果引入行业收益率,则个股收益能够被解释的部分高达45.2%,说明了中国股价波动同涨共跌现象较为明显,与游家兴等(2006)的研究相一致。表2提供了差分研究变量在2006至2010年间的描述性统计结果。从中可以看出,我国上市公司股价波动同步性呈下降趋势,平均而言,在2006至2010年期间股价波动同步性下降了0.020;若考虑行业内公司之

^① 聚源数据库提供了每只基金在中报和年报中公布的持股情况。为了使变量更能准确地反映机构投资者的投资行为,本文采用中报和年报披露数据的均值分别计算上述三个指标。

^② 除了董事会规模外,与董事会特征密切相关的另外两个变量是:独立董事的人数及其在董事会中所占的比例。然而,我国证监会强制规定上市公司董事会成员中应当至少包括1/3的独立董事,多数上市公司出于迎合证监会规定的需要,只是简单地把独立董事人数维持在三分之一的水平,背离了该规定旨在提高公司治理水平的初衷。这使得独立董事所占比例变量在公司之间并未呈现出明显的差异,也使得独立董事人数与董事会规模存在高度的相关性。因此,本文没有将这两个变量加为控制变量。

间的联动性,同步性则下降了 0.015。与此同时,机构投资者的数量则呈明显的上升趋势。无论是个股的机构投资者持有数量、机构投资者持股比例还是机构投资者与散户的持股比例之比都有了较大的提高。

表 1 水平研究变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中值	最小值	最大值	标准差
R_1^2	6126	0.408	0.416	0.000	0.938	0.212
R_2^2	6126	0.452	0.463	0.002	0.946	0.192
Num	6126	7.021	2	0	175	12.312
Ratio	6126	0.093	0.009	0	0.765	0.126
H	6126	0.085	0.007	0	2.821	0.412
Age	6126	8.260	8.0121	0.003	19.512	5.014
Bm	6126	0.273	0.291	-0.932	0.938	0.185
Lev	6126	0.457	0.452	0.013	5.732	0.274
Size	6126	21.374	21.073	18.511	26.314	0.756
Tvr	6126	0.148	0.110	0.007	4.135	0.113
Conctn	6126	0.172	0.157	0.013	0.764	0.127
Nature	6126	0.573	1	0	1	0.464
State	6126	0.263	0.271	0	0.965	0.213
Board	6126	9.428	9	2	19	2.030

注: R_1^2 和 R_2^2 分别通过式(1)和式(2)计算得出,其中市场和行业周收益均采用流通市值加权计算获得。

表 2 差分研究变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中值	最小值	最大值	标准差
ΔR_1^2	4751	-0.031	-0.029	-0.678	0.821	0.252
ΔR_2^2	4751	-0.018	-0.017	-0.725	0.771	0.242
Δ Num	4751	1.525	0.652	-12	87	10.115
Δ Ratio	4751	0.024	0.006	-0.411	0.826	0.093
Δ H	4751	0.018	0.001	-0.510	1.732	0.263
Δ Bm	4751	0.085	0.080	-1.109	0.445	0.087
Δ Lev	4751	0.035	0.029	-2.108	6.233	0.252
Δ Size	4751	-0.006	-0.108	-1.437	1.419	0.275
Δ Tvr	4751	0.013	0.007	-3.677	3.842	0.162
Δ Conctn	4751	0.002	-0.004	0	0.248	0.016
Δ Nature	4751	-0.007	-0.005	0	1	0.009
Δ State	4751	-0.016	-0.013	-0.347	0.231	0.064
Δ Board	4751	1.271	1	0	5	0.028

注: R_1^2 和 R_2^2 分别通过式(1)和式(2)计算得出,其中市场和行业周收益均采用流通市值加权计算获得。

四、实证结果与分析

(一) 单变量分析

为了获得对机构投资者参与程度与股价波动同步性之间关系的直观认识,本文首先采用分组方法,

进行单变量比较分析。以水平效应研究为例,首先,本文将样本公司分年度按机构投资者参与程度的大小3等分;然后,将3个组合4个年份的同步性进行简单算术平均,获得研究期间各个组合股价波动同步性的平均水平^①。其中,H、M、L分别表示机构投资者参与程度高、中、低的公司组合。

表3和表4分别列示了机构投资者参与程度水平效应和增量效应的实证结果。从表3可以清晰地看出,在机构投资者参与水平越高的公司,其股价波动同步性水平越低,支持了假设H1;从表4则可以清晰地看出,在机构投资者参与水平提高得越多的公司中,其股价波动同步性下降的幅度越大,支持了假设H2。同时,表3和表4还给出了组合之间同步性差异是否显著的检验结果^②,从中可以看出,无论是机构投资者持有数量、机构投资者持股比例、还是机构投资者与散户持股比例之比,H与L组合之间同步性差异明显,都达到5%以上的显著性水平,说明随着机构投资者参与程度的提高,股价波动的同步性趋向减弱。

表3 机构投资者与股价波动同步性(水平效应) 机构投资者

机构投资者 同步性	L	M	H	L-H
Num	0.427	0.406	0.371	0.056*** (5.69)
Ratio	0.467	0.404	0.428	0.039*** (4.91)
H	0.469	0.404	0.426	0.043*** (4.85)

注: R^2 通过公式(1)计算获得; L-H表示机构投资者参与程度低的公司组合(L)与机构投资者参与程度高的公司组合(H)的股价波动同步性之差; 差异显著性检验采用 Cochran 和 Cox(1950)计算的t统计量,以消除两组样本方差不等的影
响; *, **, *** 分别表示显著性水平为10%,5%和1%(双尾检验),下同。

表4 机构投资者与股价波动同步性(增量效应) 机构投资者

机构投资者 同步性	L	M	H	L-H
Δ Num	-0.024	-0.028	-0.043	0.019** (2.00)
Δ Ratio	-0.023	-0.030	-0.044	0.021** (2.18)
Δ H	-0.023	-0.031	-0.043	0.020** (1.97)

(二) 多变量回归分析

为了控制其它变量对股价波动同步性的潜在影响,本文进一步进行了多变量回归分析。

1. 水平效应

从表5可以看出,机构投资者对股价波动同步性具有显著的影响作用。以公式(1)计算的股价波动

① 对增量效应的单变量分析也采取类似的方法。

② 本文还同时对以公式(2)计算的股价波动同步性进行比较(未在文中列示),检验结果保持一致。

同步性为例, Num 的参数估计值为 -0.456, 且在 5% 的水平上显著, 说明随着机构投资者持有数量的增加, 股价波动同步性趋向减弱; Ratio 的参数估计值为 -0.291, 且在 5% 的水平上显著, 说明机构投资者持股比例对股价波动同步性具有显著的负向作用; H 的参数估计值为 -0.236, 接近 10% 的显著性水平, 说明对于机构投资者与散户持股比例之比越高的股票, 其股价波动的同步性水平越低, 上述证据支持了本文所提出的研究假设 H1。

另外, 从表 5 的检验结果也可以看到, BM、Conctn 和 State 的参数估计值显著为正, 表明公司的账面市值比越高, 股权集中度越高, 国有持股比例越高, 股价波动的同步性越高; Size 的参数估计值为负, 都达到 10% 以上的显著性水平, 表明公司的规模越大, 股价波动的同步性越低; Tvr 的参数估计值显著为负, 表明公司股票的换手率越高, 股价波动的同步性越低; 而 Age、Lev、Nature 和 Board 的参数估计值虽然为正, 但都不显著, 说明公司上市年龄、财务杠杆、股权性质和董事会规模不会对股价波动的同步性产生显著的影响。

表 5 机构投资者与股价波动同步性的回归分析结果(水平效应)

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
常数项	-0.656 (-1.19)	-0.611 (-1.03)	-0.668 (-1.13)	-0.756 (-1.26)	-0.761 (-1.02)	-0.709 (-1.26)
Num	-0.456** (-2.14)			-0.449** (-2.08)		
Ratio		-0.291** (-2.09)			-0.368** (-2.16)	
H			-0.236 (-1.55)			-0.344* (-1.68)
Age	0.184 (0.29)	0.247 (0.27)	0.082 (0.29)	0.074 (0.19)	0.007 (0.17)	0.114 (0.15)
BM	2.028*** (11.49)	1.968*** (12.10)	1.865*** (11.97)	2.104*** (12.01)	2.107*** (12.09)	2.116*** (12.37)
Lev	0.076 (0.56)	0.087 (0.72)	0.108 (0.51)	0.034 (1.02)	0.030 (1.12)	0.036 (1.15)
Size	-0.043* (-1.72)	-0.034* (-1.69)	-0.040* (-1.75)	-0.059** (-2.00)	-0.062* (-1.88)	-0.067** (-2.33)
Tvr	-1.069*** (-2.56)	-1.118** (-2.53)	-1.384*** (-2.72)	-1.257*** (-2.81)	-1.105*** (-2.92)	-1.168*** (-2.67)
Conctn	0.978* (1.76)	1.121* (1.82)	1.023* (1.94)	1.178** (1.98)	1.267** (2.05)	1.205** (2.13)
Nature	0.432 (1.42)	0.501 (1.44)	0.569 (1.54)	0.681 (1.42)	0.520 (1.33)	0.676 (1.33)
State	0.743** (2.02)	0.794** (2.04)	0.786** (2.08)	0.977** (2.26)	0.992** (2.17)	0.878** (2.31)
Board	0.014 (0.74)	0.032 (0.79)	0.024 (0.82)	0.32 (1.05)	0.35 (1.11)	0.42 (1.21)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj_R ²	0.173	0.175	0.172	0.191	0.184	0.179
样本量	6126	6126	6126	6126	6126	6126

注: 括号内的数字为经 White(1980) 异方差修正后的 t 统计量; *, **, *** 分别表示显著性水平为 10%, 5% 和 1% (双尾检验)。模型(1)、(2)和(3)中的股价波动同步性是通过公式(1)计算获得; 模型(4)、(5)和(6)中的股价波动同步性是通过公式(2)计算获得, 下同。

2. 增量效应

从表6中可以看出, ΔNum 、 ΔRatio 和 ΔH 的参数估计值均为负, 并且在10%以上的水平显著, 说明机构投资者参与度对股价波动同步性具有显著的边际作用。以机构投资者持有数量为例, 其参数估计值为-0.278(或-0.312), 都达到了5%以上的显著性水平, 说明一个单位机构投资者持有数量的增加, 将使得股价波动同步性下降0.278(或0.312), 上述证据支持了本文所提出的研究假设H2。另外, 从表6的检验结果也可以看到, 除了 ΔSize 的参数估计值不显著外, ΔBM 、 ΔLev 、 ΔTvr 、 ΔNature 和 ΔState 的参数估计值为负, 并且都达到10%以上的显著性水平, 说明财务杠杆、公司规模、换手率、股权性质和国有持股比例对股价波动同步性都具有显著的负向的边际作用。综合而言, 从对机构投资者水平效应和增量效应的检验结果可以看出, 随着机构投资者参与程度的提高, 基于信息交易的套利活动将更加活跃, 推动股票价格向其基本价值靠拢, 使得股价波动所反映出的公司特质信息越来越丰富, 抑制了股价波动的同涨共跌现象。

表6 机构投资者与股价波动同步性的回归分析结果(增量效应)

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
常数项	0.104** (2.07)	0.115** (2.23)	0.129** (2.30)	0.135** (2.28)	0.146** (2.41)	0.137** (2.37)
ΔNum	-0.278** (-1.99)			-0.312** (-2.45)		
ΔRatio		-0.220** (-2.05)			-0.323** (-2.17)	
ΔH			-0.194* (-1.86)			-0.306** (-2.34)
ΔBM	-0.503** (2.03)	-0.482** (2.12)	-0.474** (2.18)	-0.442** (-2.12)	-0.465** (-2.21)	-0.478** (-2.23)
ΔLev	-0.256** (-2.31)	-0.267** (-2.40)	-0.260** (-2.34)	-0.341** (-2.33)	-0.349** (-2.25)	-0.353*** (-2.65)
ΔSize	-0.087 (-1.32)	-0.072 (-1.36)	-0.089 (-1.25)	-0.115 (-1.25)	-0.106 (-1.18)	-0.124 (-1.23)
ΔTvr	-1.353*** (-3.92)	-1.392*** (-4.71)	-1.460*** (-4.66)	-0.752*** (-2.54)	-0.785*** (-3.52)	-0.836*** (-3.47)
ΔConc^n	0.002 (1.01)	0.003 (1.14)	0.002 (1.07)	0.003 (1.23)	0.002 (1.24)	0.004 (1.30)
ΔNature	-0.007* (-1.93)	-0.007* (-1.90)	-0.006* (-1.87)	-0.015** (-2.10)	-0.017** (-2.13)	-0.016** (-2.07)
ΔState	-0.016** (-2.32)	-0.018** (-2.35)	-0.017** (-2.35)	-0.024*** (-2.57)	-0.028*** (-2.60)	-0.027*** (-2.58)
ΔBoard	0.041 (0.32)	0.040 (0.30)	0.041 (0.32)	0.036 (0.25)	0.034 (0.26)	0.034 (0.25)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj_R ²	0.232	0.230	0.232	0.299	0.302	0.301
样本量	4751	4751	4751	4751	4751	4751

(三) 稳健性检验

为了检验上述研究结果的稳健性, 本文进行如下敏感性检验:

第一,内生性问题的考虑与解决。虽然本文的实证表明机构投资者的介入有助于降低股价同步性,但由于较低股价同步性意味着更多的公司特质信息,这样的股票能够吸引更多的机构投资者参与投资,从而使得机构投资者与股价波动同步性二者关系存在交互作用,导致内生性问题的产生,影响了因果推断。为了解决上述问题,我们采用两阶段最小二乘法重新进行估计。其步骤如下:在第一阶段,我们建立机构投资者持股比例的影响因素回归模型,其中,我们选择了公司规模(Size ,流通市值,取自然对数)、总资产收益率(ROA)、杠杆比率(Lev)、账面市值比(BM)、上市年龄(Age)以及行业哑变量和年份哑变量作为解释变量;在第二阶段,我们以机构投资者持股比例的拟合值代替实际值,对检验模型(3)和(5)重新进行回归。

第二,采用日收益率代替周收益率来估计股价波动同步性,其优点在于可以获得更多的观测点,但缺点在于容易受非同步交易等市场微观结构的影响。

表7 机构投资者与股价波动同步性的回归分析结果(水平效应)

	两阶段回归结果		两阶段回归结果		两阶段回归结果	
	Num		Ratio		H	
常数项	-76.460 ^{***} (-26.77)	-0.571 (-0.92)	-1.274 ^{***} (-24.53)	-0.687 (-1.41)	-4.641 ^{***} (-33.25)	-0.741 (-1.25)
机构持股变量		-0.668 ^{**} (-2.34)		-0.404 [*] (-1.86)		-0.370 [*] (-1.64)
Age	-0.242 ^{***} (-6.56)	0.155 (0.21)	-0.004 ^{***} (-5.37)	0.201 (0.23)	-0.020 ^{***} (-6.46)	0.101 (0.32)
BM	-0.201 ^{***} (-4.34)	1.955 ^{***} (9.78)	-0.023 ^{***} (-6.24)	2.028 ^{***} (12.77)	0.012 (1.06)	1.635 ^{***} (10.64)
Lev	-1.357 ^{**} (-2.25)	0.094 (0.92)	-0.034 ^{***} (-3.49)	0.089 (0.88)	0.063 [*] (1.74)	0.113 (0.71)
Size	4.653 ^{***} (35.18)	-0.032 (-1.54)	0.085 ^{***} (36.78)	-0.030 (-1.63)	0.335 ^{***} (33.56)	-0.034 [*] (-1.65)
ROA	20.123 ^{***} (7.42)		0.316 ^{***} (11.23)		1.365 ^{***} (9.54)	
Tvr		-0.971 ^{**} (-2.41)		-1.080 ^{**} (-2.50)		-1.243 ^{***} (-2.53)
Conctn		1.089 [*] (1.92)		1.255 ^{**} (1.96)		1.154 ^{**} (1.98)
Nature		0.400 (1.23)		0.461 (1.14)		0.516 (1.30)
State		0.765 ^{**} (2.09)		0.813 ^{**} (2.15)		0.799 ^{**} (2.14)
Board		0.007 (0.54)		0.012 (0.67)		0.015 (0.73)
时间效应		控制		控制		控制
Adj_R ²	0.273	0.184	0.342	0.180	0.251	0.176
样本量	6126	6126	6126	6126	6126	6126

第三,采用市场回报的其他计算方法对同步性进行度量。对市场回报的不同计算方法将影响到对股价波动同步性的捕捉。考虑到我国非流通股比重十分高这种特殊的股权结构,我们还以考虑非流通因素的总市值为权重计算的市场收益率,重新计算股价波动同步性。其总市值的计算公式如下:

$$\text{总市值} = A \text{ 股收盘价} \times A \text{ 股流通股股数} + \text{每股净资产} \times \text{非流通股股数} \quad (6)$$

从计算结果来看:(一)采用周收益率和日收益率分别计算得到的 R^2 高度相关,相关系数达到0.90以上;(二)以流通市值和总市值分别计算得到的 R^2 也高度相关,相关系数达到了0.95以上。回归结果表明,上述三个敏感性分析不会对本文结论产生实质性影响,说明本文的结论具有较好的稳健性。为了表达的简约起见,本文仅将第一个稳健性检验的回归结果(表7和表8)列示出来^①。

表8 机构投资者与股价波动同步性的回归分析结果(增量效应)

	两阶段回归结果		两阶段回归结果		两阶段回归结果	
	ΔNum		ΔRatio		ΔH	
常数项	4.078 *** (18.36)	0.092 ** (1.97)	0.101 *** (30.17)	0.115 ** (2.23)	0.312 *** (27.18)	0.129 ** (2.30)
Δ 机构持股变量		-0.301 ** (-2.15)		-0.192 * (-1.90)		-0.217 ** (-2.17)
ΔBM	0.714 (1.46)	-0.465 ** (-1.97)	-0.002 (-0.46)	-0.492 ** (-2.20)	0.045 ** (2.33)	-0.486 ** (-2.25)
ΔLev	2.043 (1.08)	-0.274 *** (-2.65)	-0.015 (-0.68)	-0.284 *** (-2.59)	0.078 (1.43)	-0.279 *** (-2.68)
ΔSize	-2.206 *** (-5.62)	-0.063 (-1.14)	-0.045 *** (-11.34)	-0.065 (-1.07)	-0.095 *** (-6.32)	-0.072 (-1.02)
ΔROA	3.782 * (1.78)		0.067 ** (2.31)		0.245 *** (2.68)	
ΔTvr		-1.235 *** (-3.67)		-1.270 *** (-4.52)		-1.304 *** (-4.13)
$\Delta \text{Conc} \text{tn}$		0.002 (0.78)		0.002 (0.64)		0.002 (0.70)
ΔNature		-0.012 ** (-2.03)		-0.011 ** (-2.00)		-0.011 ** (-1.97)
ΔState		-0.009 * (-1.85)		-0.010 * (-1.82)		-0.008 * (-1.90)
ΔBoard		0.056 (0.37)		0.067 (0.36)		0.064 (0.37)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj_ R^2	0.030	0.234	0.050	0.228	0.033	0.233
样本量	4751	4751	4751	4751	4751	4751

^① 表7和表8中的股价波动同步性是通过公式(1)计算获得。我们还采用公式(1)计算获得的股价波动同步性重新进行检验,实证结果保持一致。

五、结论与启示

本文结合中国上市公司的制度背景,以2006至2010年非金融上市公司为考察对象,应用面板数据回归分析方法,分别从水平效应和增量效应两个角度率先实证研究了机构投资者参与程度与股价波动同步性之间的关系。研究发现,机构投资者对股价波动同步性具有明显的抑制作用。具体而言,在水平效应上,机构投资者参与程度较高的股票,其股价波动的同步性明显较低;在增量效应上,机构投资者参与程度对股价波动同步性具有显著的负向的边际作用。

尽管中国机构投资者的数量取得了非常快速的发展,并且他们的参与对于股价波动同涨共跌现象的消除起到了十分积极的作用,但相较于国外成熟的证券市场,我国机构投资者参与程度还偏低,个人投资者仍占据着主导地位,他们非理性的噪音行为使得整个市场投机泡沫严重,股票价格与其基本价值相背离,市场信息效率水平不高,而这也是股票走势呈现出较为明显的同涨共跌现象的主要原因之一。本文的经验结果对证券监管机构具有重要的启示:证券监管部门应大力培育和发展机构投资者,提高我国股市投资者行为的理性成份,以推动股票市场走向规范和成熟,从而促进市场的理性化和有效性水平的提高。

参考文献

- Ashbaugh-Skaife, H., Gassen, J., and LaFond, R., 2006, "Does Stock Price Synchronicity Represent Firm-specific Information? The International Evidence," *Working Paper*.
- Badrinath, S. G., and Wahal, S., 2002, "Momentum Trading by Institutions," *Journal of Finance* 57, 2449-2478.
- Boenmer, E., and Kelley, E., 2009, "Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices," *Oxford Journals* 22, 3563-3594.
- Chan, K., and Hameed, A., 2006, "Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets," *Journal of Financial Economics* 80, 115-147.
- Chan, S. H., Leung, W. K., and Wang, K., 2004, "The Impact of Institutional Investors on the Monday Seasonal," *Journal of Business* 77, 967-986.
- Cohen, R. B., Gompers, P. A., and Vuolteenaho, T., 2002, "Who Underreacts to Cash-Flow News? Evidence from Trading between Individuals and Institutions," *Journal of Financial Economics* 66, 409-462.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., and Wermers, 1997, "Measuring mutual fund performance with characteristic based benchmarks," *Journal of Finance* 52, 1035-1058.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., and Waldmann, R. J., 1990, "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy* 98, 703-738.
- Durnev A., Morck, R., and Yeung B., 2004, "Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-specific Stock Return Variation," *Journal of Finance*, 65-105.
- Durnev A., Morck, R., Yeung, B., and Zarowin, P., 2003, "Does Greater Firm-specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?" *Journal of Accounting Research* 41, 797-836.
- Fernandes, N., and Ferreira, M. A., 2009, "Insider Trading Laws and Stock Price Informativeness," *Review of Financial Studies* 22: 1845-1887.
- Grossman, S., and Stiglitz, J., 1980, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review* 31, 573-585.
- Gompers, P. A., and Metrick, A., 2001, "Institutional Investors and Equity Prices," *Quarterly Journal of Economics* 116, 229-259.
- Hou, Kewei, Lin Peng, and Wei Xiong, 2006, " R^2 and Price Inefficiency," *Working Paper*.
- Jin, L., and Myers, S. C., 2006, " R^2 around the World: New Theory and New Tests," *Journal of Financial Economics* 79, 257-292.
- Kamara, A., 1997, "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns," *Journal of Business* 70, 63-84.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., and Vishny, R. W., 1992, "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 32, 23-43.
- Morck R., Bernard Yeung, and Wayne Yu, 2000, "The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?" *Journal of Financial Economics* 58, 215-260.
- Nofsinger, J. R., and Sias, R. W., 1999, "Herdling and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors," *Journal of Finance* 54,

2263 – 2295.

Roll R. ,1988 “ R^2 ,” *Journal of Finance* 43 ,541 – 566.Shleifer , A. , and Vishny , R. ,1997, “The Limits of Arbitrage ,” *Journal of Finance* 52 ,35 – 55.Wermers ,R. ,2000, “Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock – picking Talent , Style , Transaction Costs , and Expenses ,” *Journal of Finance* 55 ,1655 – 1695.Wurgler ,J. ,2000, “Financial Markets and the Allocation of Capital ,” *Journal of Financial Economics* 58 ,187 – 214.

陈斌、李信民和杜要忠 2002,《中国股市个人投资者状况调查报告》,深圳证券交易所综合研究所 深证综研字第 0055 号。

李心丹、王冀宁和傅浩 2002,《中国个体证券投资者交易行为的实证研究》,《经济研究》第 11 期 54 – 63 页。

祁斌、黄明和陈卓思 2006,《机构投资者与股市波动性》,《金融研究》第 9 期 54 – 64 页。

宋军和吴冲锋 2001,《证券市场中羊群行为的比较研究》,《统计研究》第 11 期 23 – 27 页。

孙东民和申睿 2007,《信息环境、 R^2 与过度自信:基于资产定价效率的检验》,《南方经济》第 7 期 3 – 21 页。

孙培源和施东晖 2002,《基于 CAPM 的中国股市羊群行为研究——兼与宋军、吴冲锋先生商榷》,《经济研究》第 2 期 64 – 71 页。

王亚平、刘慧龙和吴联生 2009,《信息透明度、机构投资者与股价同步性》,《金融研究》第 12 期 162 – 174 页。

王咏梅和王亚平 2011,《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》,《金融研究》第 10 期 112 – 126 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》第 5 期 60 – 69 页。

许年行、洪涛、吴世农和徐信忠 2011,《信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象》,《经济研究》第 4 期 135 – 146 页。

游家兴 2008,《市场信息效率的提高会改善资源配置效率吗?——基于 R^2 的研究视角》,《数量经济技术经济研究》第 2 期 110 – 121 页。

游家兴、江伟和李斌 2007,《中国上市公司透明度与股价波动同步性的实证分析》,《中大管理研究》第 1 期 147 – 164 页。

游家兴、张俊生和江伟 2006,《制度建设、公司特质信息与股价波动同步性——基于 R^2 研究的视角》,《经济学(季刊)》第 1 期 189 – 206 页。张永任和李晓渝 2010,《 R^2 与股价中的信息含量度量》,《管理科学学报》第 5 期 82 – 90 页。

Institutional Investors , Firm – specific Information and the Synchronicity of Stock Price Variation: A R^2 – Based Perspective

Jiaying You Liqin Wang

Abstract: Based on a panel data of Chinese listed firms during 2006 – 2010 , this paper empirically tests the relation between institutional investors and the synchronicity of stock price variation from mean effect and increment effect separately. The results show that the institutional investors promote the rational degree of security market investors , increase the information content of stock prices , and restrain the synchronicity greatly as a result. These evidences support the point of statement that institutional investors conduce to market stabilization and information transmission.

Keywords: Institutional Investors; Firm – specific Information; Synchronicity; R^2

(责任编辑:连玉君)