

信息不对称、机构投资者与股价波动率*

——基于扩展 CAPM 的理论与实证分析

李 勇 王满仓

[摘 要]针对现有文献对于机构投资者与股价波动率研究结果的差异,我们认为不管是羊群效应模型,还是 Fama-MacBeth 截面回归方法,均由于无法考虑二者之间的相关性问题而使股价波动率的估计有所偏误。因此,基于李勇、王满仓等(2010)所提出的扩展 CAPM,本文将影响股价波动率的因素定义为机构投资者的逆向选择效应和道德风险效应,从而可以将羊群效应模型和 Fama-MacBeth 截面回归方法统一到相同的框架来分析股价波动率的影响因素。在此基础上,本文运用 2005 年 1 月至 2009 年 12 月的相关数据,选择反映机构投资者逆向选择效应和道德风险效应的相应指标,利用固定效应模型和 TSLS 模型等方法对上述结论进行实证检验,并给出了相应的政策建议。

关键词:信息不对称 扩展 CAPM 机构投资者 股价波动率

JEL 分类号: C11 G12 G14

一、引言

自 2001 年我国开始发展机构投资者以来,机构投资者迅速增长并成为资本市场中一支举足轻重的力量,尤其是从 2005 年以后,机构投资者的发展速度更呈加速增长态势。截至 2009 年末,我国共成立基金管理公司 60 家,管理着多达 621 只的投资基金,年均增长速度达到 80.5%,由股票型基金、债券型基金、QDII 和 QFII 等组成的机构投资者已经成为我国股票市场中不可或缺的组成部分。另一方面,作为一个新兴资本市场,由于中国股市本身存在的固有缺陷,机构投资者在迅猛发展的同时却并未像人们所预期的那样体现出稳定股市的功能。回顾 2005 年以来股市行情,上证指数从当初的 998 点一路飙升到 2007 年 10 月的 6124 点,再一路下探到至今的 3000 多点,股市波动幅度巨大。由此,我们能否得出机构投资者加剧了股票市场波动的结论呢?理论上,关于机构投资者对股票市场波动的效应,诸多学者主要从机构投资者本身的“羊群效应”(West, 1999)、“换手率效应”(Karpoff, 1987; Dennis and Strickland, 2003)和正反馈交易策略(DeLong et al., 1999; Nofsinger and Sias, 1999)等角度,证明了机构投资者加剧股票市场波动的结论。在实证方面,部分学者也通过 LSV、PCM 等方法证实了我国资本市场中较为明显的“羊群效应”(宋军和吴冲锋, 2001; 董志勇和韩旭, 2007),从而证明了机构投资者对股票市场波动的加剧作用。

然而从现有研究来看,将 LSV、PCM 等模型直接用于计算我国资本市场羊群行为的合理性却值得商榷。有鉴于此,基于李勇和王满仓等(2010)所提出的扩展 CAPM,本文认为“加剧论”中来自“羊群效应”、“换手率效应”的经验证据可能由于过度识别机构投资者的不可识别道德风险效应引起的羊群行为,导致羊群效应和换手率效应对股价波动率影响的高估。在此基础上,借鉴扩展

* 李勇,西北大学经济管理学院,博士研究生;王满仓,西北大学经济管理学院金融系主任,教授,博士生导师。本文得到陕西省重点学科“国民经济学”专项资金的资助。作者感谢匿名审稿人对于本文的修改建议。

CAPM,本文提出应将机构投资者的逆向选择和道德风险效应结合起来考虑机构投资者与股价波动率之间的关系。沿着这一思路,本文选取反映机构投资者逆向选择和道德风险效应的相应指标,对上述判断进行实证分析以证明我们的判断。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,从理论上对可识别的、不可识别的机构投资者逆向选择效应和道德风险效应进行了区分,并进一步指出应将机构投资者的逆向选择效应和道德风险效应结合起来综合考察机构投资者与股价波动率之间的关系,逆向选择效应和道德风险效应构成了机构投资者与上市公司经理人之间的代理成本,而这个框架可以将“稳定论”和“加剧论”讨论的股价波动率的影响因素统一起来;第二,认为传统羊群效应、换手率效应的经验证据会过度识别机构投资者的道德风险效应,可能造成羊群效应、换手率效应对股价波动率影响的高估,Fama-MacBeth 截面回归方法未能考虑羊群行为等因素也会造成估计结果的不一致;第三,根据牛熊市和机构投资者类型进行划分,基于2005年1月至2009年12月的相关数据运用GLS、TSLS等方法对上述推论进行实证检验。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分对机构投资者与股价波动率的相关文献进行综述,得出我们的研究视角;第三部分借鉴李勇和王满仓等(2010)所提出的扩展CAPM对股价波动率的影响因素进行理论分析并得出命题;第四部分利用上证市场2005年1月至2009年12月的相关数据对上述命题进行实证分析;第五部分得出结论与政策建议。

二、文献综述

对于机构投资者与股价波动率之间关系,由于假设前提和选取数据的差异,国内外的诸多研究成果目前还未取得较为一致的结论。既有表明机构投资者有利于稳定股票市场,减少波动率的结论,也有表明机构投资者加剧股票市场波动的经验证据。于是,本文将机构投资者与股价波动率的关系分为“稳定论”、“加剧论”和“无关论”三个方面进行评述。

(一)稳定论

“稳定论”认为机构投资者相较于个人投资者而言更具信息优势(Szewczyk,1992;Bartov,2000),更趋理性(Brennan,1995;Faugere and Shawky,2003),低风险偏好(Badrinath,Gay and Kale,1989;Faugere and Shawky,2003),再加上现代资本市场日趋成熟的信息披露机制(Lang and Loundholm,1993;Healy,Hutton and Palepv,1999),使得机构投资者相较于个人投资者而言更具稳定市场的功能(Sosin,Rires and West,1998)。沿着这一思路,部分学者运用相关指标对我国机构投资者与股价波动率之间的关系进行了实证检验。其中,祁斌、黄明和陈卓思(2006)运用2001~2004年的相关数据研究了中国资本市场中机构投资者与股市波动性之间的关系,发现机构投资者持股比例与股价波动性显著负相关、与公司规模正相关,机构投资者有助于降低市场整体波动性,支持了机构投资者有助于提高资本市场稳定性的观点。姚颐和刘志远(2005)运用Fama-MacBeth回归方法对此问题也进行了研究。他们发现持股比例越高的股票的季度流动性和收益率越高、波动性越低,由此得出基金作为机构投资者确实发挥了稳定市场的作用。胡大春和金赛男(2007)采用动态面板数据模型对基金与股票市场进行分析,认为在我国的A股市场,基金偏好高波动性股票,基金提高其持股比例后会对该股票收益的波动性产生稳定作用。

(二)加剧论

“加剧论”则强调机构投资者本身的“羊群效应”(Froot,1992;Wermer,1999)、换手率效应(Karpoff,1987;Dennis and Strickland,2003)和正反馈交易策略(DeLong et al.,1999;Nofsinger and Sias,1999)和高风险偏好(Kothare and Laux,1995;Sias,1996)对股价波动率的加剧作用。国内的学

者也对我国资本市场中的羊群效应进行了检验。施东晖(2001)根据证券投资基金季度投资组合数据研究其交易行为的特征,证实了较为严重的羊群效应的存在,认为基金行为在一定程度上加剧了股价波动。宋军和吴冲锋(2001)和董志勇和韩旭(2007)等的研究发现我国的证券投资基金存在着显著的羊群行为,以中国证券投资基金为代表的机构投资者总体上仍然没有显示出稳定市场的功能。

(三)无关论

“无关论”认为不同机构投资者掌握的资源不同,获取的信息不可能完全相同;即使对同一信息,不同机构投资者的反应也有可能不一样,从而机构投资者与股价波动率之间的简单线性关系也就不存在了。Lakonishok, Shleifer and Vishny(1992)指出,机构投资者的“羊群行为”并不一定会导致市场的不稳定,否定了机构投资者对股票的过度需求会带来股价波动的说法。但由于没有对股票相对需求弹性的准确考察,他们并不能排除少量的羊群效应和惯性交易也能引起股价大幅变动的可能性。何佳和何基报(2006),李广川和邱苑华等(2009)研究认为,机构投资者与稳定股市之间没有必然的联系,在市场其他要素给定的情况下,股价波动的大小是市场中投资者结构参数的非线性函数,不能得出机构投资者一定能够稳定股市的结论。进一步,何佳和何基报等(2007)利用2003~2007年的月度数据证实了机构投资者与股票价格之间的非线性结论。宋冬林等(2007)以中国A股市场2004年第2季度到2006年第3季度的相关数据为考查区间,研究了机构投资者参与度对市场波动性的影响。研究发现从较长周期来看,机构投资者与市场波动性之间并不存在简单的线性关系,也不能得出现阶段机构投资者加剧或减轻A股市场波动的结论。

综合国内外相关的研究成果,我们发现对于机构投资者与股价波动率关系的研究由于假设前提与所选数据差异导致其结论大相径庭。“稳定论”强调机构投资者的信息优势和谨慎策略,但在面临以严重代理成本为特征的我国资本市场时,这种信息优势可能会转化成机构投资者的理性规避,从而引发羊群效应和高换手率等行为的发生。来自“稳定论”的经验证据要么基于简单的统计分析,要么基于Fama-MacBeth截面回归方法所得出的结论显然还无法考虑这一问题,从而导致其结论的不可靠^①。“加剧论”虽然意识到了机构投资者的羊群效应、换手率效应的存在,但简单的运用LSV、PCM等模型计算出的羊群效应由于忽视羊群效应的内生决定因素从而使得这方面的研究也只是作为侧面的论据,最终无法直接得出羊群效应对股价波动率的影响。另外,“稳定论”和“加剧论”将羊群行为、换手率效应以及Fama-MacBeth截面回归方法分开单独探讨机构投资者与股价波动率之间的关系是否合适呢?

有鉴于此,基于李勇和王满仓等(2010)提出的扩展CAPM,本文认为要判定机构投资者与股价波动率之间的关系,需要将机构投资者的逆向选择效应和道德风险效应结合起来进行考虑。本文认为,由于信息不对称的存在产生了机构投资者与上市公司经理人之间的代理成本,上市公司经理人的逆向选择和道德风险行为均会影响机构投资者的最优决策,并进一步引起股票价格的波动。同时,上市公司经理人的逆向选择和道德风险行为被机构投资者识别的难度是存在着差异的,这也符合公司治理结构的相应理论假设。其中的一部分逆向选择和道德风险行为可能是由于信息传递的速度在经理人和机构投资者之间存在着差异,但这类行为最终可以被机构投资者识别,而这便构成了客观信息的重要内容;而另一部分逆向选择和道德风险行为则由于信息的不完全性或只是获取的成本太高,从而机构投资者不愿意进行识别或者是识别需要很长时间,而这便构成了主观信息的重要内容。基于以上认识,本文作出以下界定:可识别逆向选择(道德风险)效应是指上

^① 以FF三因素模型为基础的Fama-MacBeth截面回归方法本身理论基础的含糊性导致其得出的股价波动率与换手率、公司规模和账面价值比之间的关系本来就不可靠。

上市公司经理人的短期逆向选择(道德风险)所引起的机构投资者行为对股价波动率的影响;不可识别的逆向选择效应(道德风险)是指上市公司经理人的长期逆向选择(道德风险)所引起的机构投资者行为对股价波动率的影响。短期的逆向选择(道德风险)是指上市公司经理人的隐藏信息(隐藏行动)在短期可以获利,但由于竞争效应的存在其超额收益在长期终将消失的行为;长期的逆向选择(道德风险)是指上市公司经理人的隐藏信息(隐藏行动)不仅在短期可以获利,在长期仍将获利的行为。可识别的道德风险效应和逆向选择效应构成了客观信息(宏观经济信息、政策)对股价波动率的影响,不可识别的道德风险效应和逆向选择效应构成了主观信息(私人信息)对股价波动率的影响^①。这样,我们就可以将羊群效应、换手率效应、机构持股比率 and 公司规模等因素^②统一到相同的框架下分析其对股价波动率的影响。

进一步地,本文指出羊群行为、换手率效应与机构持股比率、公司规模等因素是相互影响的,传统的羊群效应检验由于过度识别机构投资者的不可识别道德风险效应可能会造成羊群效应、换手率效应和机构持股比率等因素对股价波动率影响的高估,Fama-MacBeth 截面回归方法未能考虑羊群行为等因素,也会造成估计结果的不一致。然而将上述因素同时考虑时又会由于羊群行为和换手率变量的内生性造成简单面板模型估计的不一致。同时,在国内对于机构投资者与股价波动率的研究中,很多数据由于采集条件的限制均是基于牛市(宋冬林等,2007)、或者熊市(祁斌等,2005)单一进行选取的,但很显然扩大样本区间将牛市和熊市结合起来综合考察机构投资者与股价波动率要比单独考察合理得多。许多进一步的研究(祁斌、黄明和陈卓思,2005;姚颐和刘志远,2008等)均遵循了国外先进研究方法选取高频数据(日数据)作为研究对象。但我们发现,基于我国新兴的股票市场,“政策市”所导致的股价“同涨同跌”的大环境下,客观信息还显著影响着股票价格波动率,那么单纯选用高频数据来考察股票价格波动率的研究方法就需进一步斟酌。

三、理论分析

由上所述,本文发现对于机构投资者与股价波动率之间的关系现有研究还缺乏一致的结论。不论是“稳定论”、“加剧论”还是“无关论”均提出了自己的经验证据。但是,上述作者都只是从一个方面利用相关的统计方法证实了机构投资者与股价波动率之间的关系。但其重要缺陷便是缺乏一个逻辑自洽的框架。通过分析我们发现,不论是“稳定论”、“加剧论”还是“无关论”均是以信息不对称为假设前提进行分析的^③。于是,以信息不对称为假设前提构建合适的收益率决定方程便成为研究机构投资者与股价波动率的重要前提。但是,现有关于信息不对称下收益率决定方程所存在的重要缺陷便是无法将理论分析和实证分析相结合。本文借鉴唐伟民和邹恒甫(2007)的定义,将

① 通过对于可识别(不可识别)的道德风险和逆向选择效应的区分,可以将唐伟敏、邹恒甫(2008)所提出的主观信息和客观信息的划分进行实证检验。其中,可识别的道德风险和逆向选择效应构成了客观信息的组成部分,不可识别的道德风险和逆向选择效应构成了主观信息的组成部分。其中的原因,我们认为对于诸如宏观经济政策之类的消息,上市公司经理人可能存在着内部人效应,要先于机构投资者发现此类信息,从而形成了经理人的短期获利空间。但宏观经济政策之类信息迟早是要发布的,且一旦发布对于所有公司的影响便趋于一致,这与唐伟敏、邹恒甫(2008)所提出的客观信息的概念相一致。而对于诸如经理人努力水平和经理人类别之类的信息,机构投资者是很难进行识别的,但经理人的努力水平和类型却会影响公司的业绩水平,于是机构投资者便通过有关公司业绩之类的信息间接影响经理人的努力水平和类型,显然这类信息对于不同公司的影响是存在着差异的,同时与唐伟敏、邹恒甫(2008)所提出的主观信息的概念相一致。于是,我们便实现了对应的实证检验。而将经理人的道德风险和逆向选择行为界定为长期和短期两个方面,主要是基于如下考虑:由于客观信息对于股价波动率的影响是基于时滞原因,在较短的时期将会被发现,而主观信息对于股价波动率的影响主要是间接度量,在很长的一段时间可能将不会被发现。而 Fama-MacBeth 截面回归方法所提出的核心变量对于股价波动率的影响,其理论基础还是非常模糊,通过我们的框架(下文即将介绍的扩展 CAPM 以及冯根福、闫冰(2004)的框架),我们便实现了对应的内生机理的一种解释。

② 公司规模因素、机构持股比率、账面价值比构成了 Fama-MacBeth 截面回归方法的核心变量。

③ 这方面,孔东民、魏诗琪(2009)已经做出了努力,但这只是统计意义上的验证,其理论上的解释还稍有欠缺。

信息不对称理解为主观信息和客观信息不对称两个部分,客观信息不对称的主要原因是时滞的存在,主观信息不对称是因为信息不完全或者是获取的成本太大所致。于是,在给定这些前提后,李勇和王满仓等(2010)等首先描述了反映单一投资者-上市公司经理人的微观股票市场环境和相应的委托-代理链条,紧接着运用逆向选择和道德风险效应同时存在的委托-代理模型的除了信息不对称下扩展的 CAPM 和代理成本 CAPM,在假定 $P^{IAS}, P^{MH} \sim N(0, \sigma^2), P^{UAS} \sim N(\mu_{UAS}, \sigma_{UAS}^2), P^{UMH} \sim N(\mu_{UMH}, \sigma_{UMH}^2)$ 的情况下得出以下公式:

$$E(i^{SB}) = E(i_f) + \beta(E(i_m) - i_f) + \mu_{UAS} + \mu_{UMH} + \mu_{UAS} \times \mu_{UMH} \quad (1)$$

其中, $P^{IAS}, P^{MH}, P^{UAS}, P^{UMH}$ 分别为信息不对称下由可识别的逆向选择效应和道德风险效应,不可识别的逆向选择效应和道德风险效应所决定的股票均衡价格。式(1)中, i^{SB} 为信息不对称下的股票收益率, $E(i_m)$ 为投资组合 i_m 的期望收益率。 $E(i^{SB})$ 为信息不对称下股票收益率的数学期望,由无风险收益率的数学期望 ($E(i_f)$)、投资组合超额收益率 ($E(i_m) - i_f$)、不可识别逆向选择效应的数学期望 (μ_{UAS})、不可识别道德风险效应的数学期望 (μ_{UMH}) 和道德风险与逆向选择的交互效应 ($\mu_{UAS} \times \mu_{UMH}$) 所决定, $\mu_{UAS} + \mu_{UMH} + \mu_{UAS} \times \mu_{UMH}$ 便构成了因信息不对称所造成的代理成本 (Agency Cost, AC)。

进一步地,借鉴冯根福、闫冰(2004)的框架,在放松单一投资者的假定下得出,不可识别的逆向选择效应由羊群效应和换手率决定,不可识别的道德风险效应由机构持股比例、公司规模和账面价值比等因素所决定,最终不可识别逆向选择效应、道德风险效应和扩展 CAPM 被定义为:

$$\mu_{UAS} = f(HM, HS), \frac{\partial \mu_{UAS}}{\partial HM} > 0, \frac{\partial \mu_{UAS}}{\partial HS} > 0 \quad (2)$$

$$\mu_{UMH} = f(FI, SCALE, B/M, OTHER), \frac{\partial \mu_{UMH}}{\partial FI} > 0, \frac{\partial \mu_{UMH}}{\partial SCALE} > 0, \frac{\partial \mu_{UMH}}{\partial B/M} > 0 \quad (3)$$

$$E(i^{SB}) = E(i_f) + \beta(E(i_m) - i_f) + f(HM, HS) + f(FI, SCALE, B/M, OTHER) + \mu_{UAS} \times \mu_{UMH} \quad (4)$$

我们描述了这样一个微观经济环境:机构投资者通过搜集到的各种信息决定自己的决策行为,这里面既包括充斥市场的各种噪音信息,也包括影响公司基本面的宏观信息和经理人的努力水平。当对于充斥市场的各种“噪音信息”无法进行区分时,机构投资者便会产生逆向选择行为,从而引起羊群效应、换手率效应的发生,进而影响到股价波动率;当公司基本面的宏观信息和经理人的努力水平发生变动时,客观信息效应和经理人的道德风险效应同样也会影响到股价波动率,这也恰恰是机构持股比例等变量影响股票价格波动的内生机制。二者的交互效应表现为:当公司经理人的努力水平(道德风险效应)发生变化时,市场上可能会产生出各种虚假和噪音信息,理性或者是处于信息优势的机构投资者可能会抛售其股票,非理性或者是处于信息劣势的投资者便表现为羊群行为和高换手率,从而引起机构投资者的逆向选择效应。式(2)中,不可识别逆向选择效应由羊群行为 (HM) 和换手率 (HS) 所决定。而且,不可识别逆向选择效应越严重,投资者的羊群行为就越大,换手率也就越高。式(3)中,不可识别道德风险效应由投资人的持股比例 (FI)、公司规模 ($SCALE$)、账面价值比 (B/M) 以及其他影响经理人道德风险成本的因素所决定。而且投资人的持股比例越高,公司规模越大,账面价值比越高,由道德风险因素引起的股票交易量下降和资产收益率高估的程度也就越大^①。上述因素代入式(1),便得到扩展 CAPM 中收益率的决定式(4)。在此基础上可以解得信息不对称下股票价格波动率的决定因素:

① 对于可识别的逆向选择和道德风险效应,我们认为其构成了客观信息影响股价波动率的重要内容,对于这类信息的实证检验是很容易进行的。对于不可识别的逆向选择和道德风险效应,我们借鉴公司治理结构的相应理论,认为机构投资者可以通过公司业绩之类的变量间接对公司经理人的努力水平和类型进行间接度量。通过冯根福和闫冰(2004)的分析框架,我们证明出了公司的规模越大,由于监控的难度较大,那么公司经理人的道德风险可能就会越高;机构持股比例越大,机构投资者的监管意愿和监管努力程度也就越高,公司经理人的道德风险约束也就越强。而账面价值比越高则通过反映公司的成长性和赢利性进一步说明经理人的努力水平。在后面的指标中,我们选取诸如公司负债比率、托宾 Q 值等变量也是基于相应的公司治理结构理论。

$$\text{var}(i^{SB}) = \beta^2 \text{var}[E(i_m) - i_j] + \text{var}(HM, HS) + \text{var}(FI, SCALE, B/M, OTHER) + \text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH}) \quad (5)$$

式(5)中, $\text{var}(i^{SB})$ 为信息不对称下的股价波动率, $\text{var}[E(i_m) - i_j]$ 为超额收益率的波动率, 由可识别的逆向选择效应和道德风险效应转化而来。 $\text{var}(HM, HS)$ 为由不可识别逆向选择因素引起的波动率, $\text{var}(FI, SCALE, B/M, OTHER)$ 为由不可识别逆向选择因素引起的波动率, $\text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH})$ 为不可识别逆向选择效应和道德风险效应的交互影响引起的波动率, $\text{var}(HM, HS) + \text{var}(FI, SCALE, B/M, OTHER) + \text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH})$ 构成了代理成本对于股价波动率的影响因素。其中, 羊群行为(HM)、换手率(HS)对股价波动率的影响表明了股票交易的活跃程度, 从而引起股价波动率的增大; 在规模效应既定的情况下, 公司的规模($SCALE$)越大, 投资人监管经理人的难度也就越高, 从而引起机构投资者不可识别的道德风险效应也就越高, 最终导致股价波动率的增大; 机构持股比率(FI)越大, 表明投资者的监管意愿和监管努力程度也就越高, 上市公司经理人所受的道德风险约束也就越强, 股价波动率也就越小; 账面价值比越高, 说明公司的实际价值偏离账面价值的比例越高, 从而机构投资者的逆向选择约束也就越强, 最终导致股价波动率的加大。

通过式(5)还可以发现, 在忽略掉 $\text{var}[E(i_m) - i_j]$ 、 $\text{var}(FI, SCALE, B/M, OTHER)$ 和 $\text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH})$ 时, 式(5)便成为羊群效应和换手率效应决定式, 在忽略掉 $\text{var}[E(i_m) - i_j]$ 、 $\text{var}(HM, HS)$ 和 $\text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH})$ 时, 式(5)便成为 Fama-MacBeth 截面回归模型。但是由于 $\text{var}[E(i_m) - i_j]$ 和 $\text{var}(\mu_{UAS} \times \mu_{UMH})$ 的存在却使羊群效应和换手率效应决定式和 Fama-MacBeth 截面回归模型的估计结果不可靠。一方面, 传统的羊群效应估计结果以 LSV、PCM 等模型进行估计, 但无论是以交易者数量为基础的 LSV 还是以股票交易量为基础的羊群效应模型均无法区分出不可识别的逆向选择效应、道德风险效应和两者的交互效应^①, 从而引起羊群效应对股价波动率影响的高估^②。另一方面, 单纯的以 FF 三因素为基础的 Fama-MacBeth 截面回归模型本身就存在着理论基础不足的问题。另外, 为了弥补 Fama-MacBeth 截面回归解释变量的缺乏, 部分学者进行估计时还加入了换手率等控制变量。根据扩展 CAPM, 我们发现诸如规模和账面价值比等因素是通过不可识别的道德风险因素对股价波动率产生影响, 而在引入换手率等控制变量后也会因为换手率与规模、账面价值比因素的内生性而引起 Fama-MacBeth 回归结果的偏误。同时, 即使将羊群效应模型和 Fama-MacBeth 截面回归模型统一到同一个框架, 但由于模型的内生性同样也会使简单的面板模型估计变得不再可靠, 利用解决变量内生性问题的 TSLS 便成为必然。

于是在上述推论的基础上, 本文提出要将机构投资者的逆向选择效应和道德风险效应结合起来综合考察机构投资者与股价波动率之间的关系。进一步地, 本文选取 2005 年 1 月至 2009 年 12 月相关面板数据计算出反映机构投资者逆向选择效应和道德风险效应的相应指标, 利用式(5)进行实证检验验证我们的理论判断。

四、实证分析

(一) 变量选取和模型构建

基于李勇和王满仓等(2010)提出的扩展 CAPM, 本文提出应将机构投资者的逆向选择和道德

① 在交互效应存在的前提下, 可以证明 $\text{cov}(\mu_{UAS}, \mu_{UMH}) \neq 0$ 。

② 羊群效应的定义是以机构投资者的策略是由基金管理中的代理问题被迫促成为前提(徐龙炳、赵娜, 2006), 这就决定了羊群效应只能识别不可识别的逆向选择效应。然而根据我们的模型, 上市公司经理人的道德风险行为同样也会引起羊群行为和换手率的加大, 这也是文中交互效应来源的逻辑基础。但遗憾的是 LSV、PCM 等模型本身却未对不可识别的逆向选择效应和道德风险进行区分, 从而会造成羊群效应等行为对股价波动率影响的高估。

风险效应统一起来综合考察机构投资者与股价波动率之间的关系,并最终得出了信息不对称下股价波动率的决定方程。根据超额收益率波动率的来源和相关的研究成果(赵振全和张宇,2003;任位宇和杨忠直,2007等),我们将超额收益率波动率进一步分解为经济增长率和货币供应量变动率。对于剩余项决定的不可识别道德风险效应,我们参照李勇和王满仓等(2010)提出的解决方案,进一

表 1 指标的选取和依据

	变量	计算方法	预期符号	波动来源
被解释变量	股价波动率(VOL)	$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ (P 为股票的到期价格) $VOL = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2}$		
核心解释变量	羊群效应(HM)	LSV 模型 ^②	+	主观信息 1: 不可识别的 逆向选择效应
	换手率(HS)	每季度成交量/发行总股数	+	
	股权集中度(FI)	公司第一大股东持股数与总股数之比	?	
控制变量	经济增长率(DGDP)	$DGDP = \ln Y_t - \ln Y_{t-1}$ (Y _t 为 t 期 GDP,用 CPI 定基指数进行调整)	+	客观信息
	货币供给增长率(DM2)	$DM2 = \ln M2_t - \ln M2_{t-1}$ (M2 _t 为 t 期的货币供应量)		
	每股现金流(EB)	(现金流入-现金流出量)/总股本数	-	主观信息 2: 不可识别的 道德风险效 应效应
	经营费用(EXP)	经营费用/主营业务收入	+	
	公司规模(SCALE)	上市公司总资产的自然对数	? ^③	
	账面价值比(BM)	股东权益的账面价值/股票总市值	+	
	公司负债比率(DEBT)	公司总负债/公司总资产	+	
	托宾 Q 值(TOBIN)	每股价格/每股净利润	-	
市盈率(PE)	每股价格/每股净收益	-		

步将其分解为托宾 Q 值和每股现金流等因素以作为本文的控制变量^①。最终选取的变量如下表所示:

选取的变量中,由于羊群行为(HM)、换手率(HS)的内生性将其作为核心解释变量,机构持股比例由于本文的研究目的也作为核心解释变量。控制变量中,由于我们已经论证了宏观信息和政策是客观信息的一部分,因此本文通过相关系数检验选取了与股价波动率相关程度最高的经济增长率和货币供应量两个指标。控制变量中,虽然很多变量(公司盈余指标)仍是客观信息,但很多指标也逐渐被证明是上市公司经理人代理成本的重要来源。例如:每股现金流的越高,则上市公司会更加注重股东的权益,从而会产生上市公司经理人较为努力,具有长远的发展眼光的预期,于是由每股现金流所产生的不可识别道德风险较小,机构投资者则更易于产生理性的预期和成熟交易策

① 其中,托宾 Q 值反映了公司经理人对于未来的预期,从而决定了其努力程度;每股现金流通过股票的流动性约束对道德风险效应也会产生约束;公司债务比率、经营费用、市盈率等因素也被证明是影响上市公司经理人道德风险的重要因素,从而构成了我们反映机构投资者道德风险效应的重要因素。

② 利用 LSV 模型计算羊群行为效应时,对股票的除权、转股、送股和配股均进行了相应处理。

③ 公司规模变量符号取决于规模经济和道德风险效应两者对于股价波动率的净效应。

略,从而导致股价波动率较小。另外的控制变量影响股价波动率的内生机制与每股现金流相似,本文不再详述。

为了反映出羊群行为、换手率对股价波动率的影响,我们在加入经济增长率($DGDP$)和货币供应量增长率($DM2$)等反映客观信息的变量作为控制变量后提出模型 1:

$$VOL_{it}=\alpha_0+\alpha_1DGDP_{it}+\alpha_2DM2_{it}+\alpha_3HM_{it}+\alpha_4HS_{it}+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

由于 Fama-MacBeth 是一个截面回归模型,大量文献对其进行分期估计。但本文的模型是以面板模型为基础,为了便于对比,我们的处理办法是采用 Fama-MacBeth 的核心变量运用面板模型直接进行估计。为了反映出 Fama-MacBeth 中的核心变量对于股价波动率的影响,参照何佳和何基报(2010)的做法,我们在加入经济增长率($DGDP$)和货币供应量增长率($DM2$)等反映客观信息的变量以及换手率(HS)作为控制变量后提出 Fama-MacBeth 截面回归模型和相应的面板模型 2:

$$VOL_{it}=\alpha_0+\alpha_1HS_{it}+\alpha_2FI_{it}+\alpha_3SCALE_{it}+\alpha_4BM_{it}+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$VOL_{it}=\alpha_0+\alpha_1DGDP_{it}+\alpha_2DM2_{it}+\alpha_3HS_{it}+\alpha_4FI_{it}+\alpha_5SCALE_{it}+\alpha_6BM_{it}+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

我们已指出在分析机构投资者与股价波动率的关系时忽略逆向选择效应和道德风险效应均会造成羊群行为、换手率和机构持股比例等因素对于股价波动率的有偏估计。于是依据式(5)我们选取了羊群行为(HM)、换手率(HS),机构持股比例(FI)作为核心解释变量,选取经济增长率($DGDP$)和货币供应量增长率($DM2$)等反映客观信息的变量作为控制变量^①,借鉴李勇、王满仓(2010)等选取的影响道德风险效应的因素,选取每股现金流、公司负债比率和市盈率等变量作为控制变量 2 后我们推出最终的模型 3 为:

$$VOL_{it}=\alpha_0+\alpha_1DGDP_{it}+\alpha_2CPI_{it}+\alpha_3HM_{it}+\alpha_4HS_{it}+\alpha_5FI_{it}+\alpha_6SCALE_{it} \\ +\alpha_7BM_{it}+\alpha_8TOBIN_{it}+\alpha_9EB_{it}+\alpha_{10}EXP_{it}+\alpha_{11}PE_{it}+\alpha_{12}DEBT_{it}+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

根据上文所述,由于 $cov(\mu_{UAS}, \mu_{UMH}) \neq 0$ 的存在可能会引起模型中 HM 、 HS 等变量内生性问题,于是我们进一步运用 $TSLS$ 方法^②进行对模型 3 重新进行估计,以验证我们的推论。同时我们还将羊群行为(HM)和换手率(HS)与反映机构投资者道德风险因素的变量进行面板模型估计得出高估因素的具体来源。具体估计方程为:

$$HM_{it}=\alpha_0+\alpha_1FI_{it}+\alpha_2SCALE_{it}+\alpha_3BM_{it}+\alpha_4TOBIN_{it}+\alpha_5EB_{it}+\alpha_6EXP_{it}+\alpha_7PE_{it}+\alpha_8DEBT_{it}+\varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$HS_{it}=\alpha_0+\alpha_1FI_{it}+\alpha_2SCALE_{it}+\alpha_3BM_{it}+\alpha_4TOBIN_{it}+\alpha_5EB_{it}+\alpha_6EXP_{it}+\alpha_7PE_{it}+\alpha_8DEBT_{it}+\varepsilon_{it} \quad (11)$$

① 姚颐和刘志远(2008)等学者均指出了宏观因素对于股价波动率的重要影响,而在国内这方面的研究还很少见,这也构成了本文的一个创新之处。

② $TSLS$ 的建模思路如下:由于模型内生性问题的存在, $TSLS$ 首先选出相应的工具变量,然后利用内生变量与工具变量进行 OLS ,然后估计出各解释变量的拟合值,在此基础上在通过别解释变量与解释变量的 OLS 最终得出模型最终的系数。显然,这种方法有利于解决我们提出的由于 $cov(\mu_{UAS}, \mu_{UMH}) \neq 0$ 所造成的 HM 、 HS 因素高估,因此本文采用了 $TSLS$ 方法。

式(6)-(11)中, $\alpha_i(i=1to12)$,分别为各项系数, ε_i 为残差,其余变量不再详述。在2005年至2009年期间,中国的股票市场经历了一个完整的牛、熊市周期,成为了研究机构持股对于股市波动性影响的最佳观测时期。另外为了考察机构投资者与股价波动率之间的非线性关系,我们参照宋冬林等(2007)的研究方法对牛熊市机构持股比率与股价波动率分别进行了考察,并以2007年10月份作为牛熊市的分界点。最终本文选取了2005年1月至2009年12月共48个报告期125家基金管理公司1142家上市公司的相应数据作为研究样本(利用winsoriza 1%处理方法剔除掉变量缺失和极端数据出现的股票)。

(二)实证检验

我们首先利用季度数据对Fama-MacBeth截面回归模型(公式7)进行估计。估计结果如表3所示:

表2 样本变量统计性描述

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值	偏态	峰态	J-B 值
VOL	54816	0.036136	0.024837	0.416259	0.006118	10.08847	134.3707	374653.2
HM	54816	0.110923	0.07408	0.4965	0.00078	1.135813	5.439245	235.6288
SCALE	54816	14.94011	1.842594	19.12224	11.62349	0.653516	2.303678	46.51401
BM	54816	0.288349	0.228067	1.960221	0.038553	2.666247	14.71568	3514.065
HS	54816	91.698	56.56778	380.21	12.48	1.578725	6.531824	475.9845
DEBT	54816	0.569194	0.23345	0.978	0.085	0.089569	2.364467	9.246691
CG5	54816	0.187051	0.115639	0.8911	0.0004	1.084518	5.416829	223.6584
EXP	54816	1.094171	2.48435	16.15444	0.0001	2.863842	11.2446	2137.372
EB	54816	-0.10251	1.211014	2.73	-8.88	-2.41565	14.10408	3110.037
DGDP	54816	0.337807	0.709972	1.12734	-0.79065	-0.63273	1.947445	57.45903
CPI	54816	1.028609	0.029199	1.077667	0.984667	0.20851	1.899171	29.38902
TOBIN	54816	0.256582	0.185796	1.131734	0.029423	1.509323	5.840046	364.3186
PE	54816	43.39126	89.15979	1825.868	5.4008	16.16652	316.4251	2105578

表3 Fama-MacBeth 截面估计结果(公式7)

时间	核心解释变量(FI)	T 检验	时间	核心解释变量(FI)	T 检验
200501	0.0072821***	3.830746	200703	-0.009123***	5.840123
200502	0.079021*	2.923892	200704	-0.008632*	2.172909
200503	0.008209***	3.902012	200801	-0.007138***	5.243701
200504	0.008182**	2.870284	200802	-0.006198**	2.208192
200601	0.003021	1.320921	200803	-0.008302***	3.720212
200602	0.007249**	2.765412	200804	-0.07674	0.203433
200603	0.0063172	0.922872	200901	-0.007321***	3.203143
200604	0.07192**	2.982136	200902	0.0062347***	4.28211
200701	0.06582***	3.762012	200903	0.012098	0.203291
200702	0.009821*	2.123203	200904	-0.069321**	3.290945

注:*,**,*** 分别表示显著性水平为10%,5%和1%。

估计结果中,核心被解释变量(FI)的回归系数大部分均通过了10%的显著性水平检验。以2007年2季度为分界点,牛市中机构投资比率的增加均加剧了股票市场的波动(系数为正),熊市中机构投资比率的增加均抑制了股票市场的波动(系数为负),但截面回归模型却难以与其他模型机比较。基于此我们使用Fama-MacBeth面板模型(公式8)以及其他模型进行估计及对比分析。

本文利用F检验和Hausman检验等方法选取了随机效应的变截距模型对模型1、2和3进行了估计。为了克服HM、HS等变量内生性问题内生的影响,我们进一步运用TSLS方法基于Hausman检验进行随机效应估计。基于羊群行为(HM)、换手率(HS)等变量的内生性本文将作为内生变量通过逐步回归法选取了货币供应量增长率(DM2)和托宾Q值(TOBIN)作为工具变量^①(如表7所示),并利用Wald检验、Sargan检验和IV-Hausman检验反映工具变量选取的合理性。估计的最终结果如表4所示:

表4 全样本机构投资者与股价波动率估计结果

变量	模型1	模型2(公式8)	模型3	IV+RE
Constant	-0.111977***	-0.201820***	-0.195999***	-0.171445***
HM	0.004359*		0.003497*	0.003284**
HS	0.005482***	0.006710***	0.006742***	0.006528***
FI		0.007494*	0.008679**	0.009008*
SCALE		0.005422***	0.005137***	0.005333***
BM		0.004141*	0.002356	0.000527
控制变量	显著	显著	显著	显著
R ² (between)	0.3681	0.4143	0.4287	0.3934
F Statistics	7.432131***	8.508473***	7.720968***	5.220245***
Wald Test				39.2901*
Sargan Test				52.082**
IV-Hausman 值			48.3298	102.3214*

注:(1)IV-Hauseman用于检验各解释变量的内生性,Wald Test用于检验工具变量与各解释变量的相关性,Sargan Test检验工具变量的外生性。(2)*,**,***分别表示显著性水平为10%,5%和1%。

通过表4可以发现,羊群效应的回归结果中,羊群行为(HM)、换手率(HS)的系数分别为0.004359和0.005482,并且通过了显著性水平为10%的检验,组间判定系数达到了0.368130,各系数项符合理论判断。基于Fama-MacBeth回归的面板模型2中,机构持股比率(FI)、公司规模(SCALE)和账面价值比(BM)的系数分别为0.007494^②、0.005137和0.005137,系数除账面价值比外均通过了显著性水平为10%的检验,组间判定系数达到了0.4143,解释力度有所上升。通过本文提出的基于机构投资者不可识别的逆向选择和道德风险效应的模型3后,组间判定系数达到了

① 全样本的估计结果中,货币供应量变动率(DM2)和托宾Q值(TOBIN)作为最终的工具变量,一方面说明了货币政策对于羊群行为和股价波动率会具有重要的影响,另一方面,反映未来企业预期的托宾Q值也被证明是影响羊群行为和股价波动率的重要因素,表7的结果也证实了这一点,其系数为负说明这些变量反而是抑制羊群行为的,这从侧面说明了机构投资者规避风险和波动率较大的“机构偏好”假说并不成立。牛、熊市的工具变量的选择本文只列示其结果,不再详述其具体机制。

② 与截面回归结果相比较,面板模型的系数相应较小。

0.4287,模型的解释力度有了进一步的增强。核心解释变量羊群行为(*HM*)、换手率(*HS*)和机构持股比例(*FI*)的系数分别达到了 0.003497、0.006742 和 0.008679,账面价值比(*BM*)的系数未通过显著性水平检验。IV-Hausman 检验表明了模型存在内生性,于是我们采用 IV+RE 方法进行估计。使用 IV+RE 进行估计后,Wald 检验、Sargan 检验均表明了工具变量选择的合理性,虽然估计结果的判定系数有所下降,但更多系数通过了显著性检验。IV+RE 估计结果中,羊群行为(*HM*)和换手率(*HS*)的系数有所减小,分别为 0.003284 和 0.006528,机构持股比例(*FI*)的系数有所增大,系数为 0.009008,IV-Hausman 检验表明了模型内生性得到了消除。这就证实了羊群行为、换手率等变量过度识别机构投资者不可识别道德风险效应的因素所引起的对于股价波动率高估的推断。通过对于羊群行为(*HM*)和换手率(*HS*)等具体因素的估计,我们还分别得出了羊群行为(*HM*)和换手率(*HS*)等因素过度识别的具体因素。其中,账面价值比(*BM*)和托宾 Q 值(*TOBIN*)引起了羊群行为(*HM*)的高估,公司规模(*SCALE*)、机构持股比例(*FI*)和市盈率(*PE*)等因素引起了换手率(*HS*)的高估。

为了进一步反映机构投资者与股价波动率的非线性关系,我们运用牛熊市的面板数据继续进行相应估计。其中,牛市的 IV+RE 通过逐步回归法(表 7 所示)选取了货币供应量变动率(*DM2*)和公司规模(*SCALE*)作为工具变量进行估计;熊市的 IV+RE 通过逐步回归法(表 7 所示)选取了货币供应量变动率(*DM2*)和机构持股比例(*FI*)作为工具变量进行估计。Wald 检验、Sargan 检验和 IV-Hausman 检验反映工具变量选取的合理性。估计结果如表 5 和表 6 所示:

表 5 牛市机构投资者与股价波动率估计结果

变量	模型 1	模型 2(公式 8)	模型 3	IV+RE
<i>Constant</i>	-0.069414*	-0.055375	-0.192532	-0.146087
<i>HM</i>	0.009596*		0.005104*	0.003992*
<i>HS</i>	0.009732***	0.006710***	0.003524***	0.003221***
<i>FI</i>		0.004082**	0.010208**	0.012510**
<i>SCALE</i>		-0.001707***	-0.001356***	-0.000866 ^c
<i>BM</i>		-0.009715**	0.036625***	0.041580***
控制变量	显著	显著	显著	显著
<i>R</i> ² (<i>between</i>)	0.5140	0.6247	0.6651	0.6454
<i>F Statistics</i>	5.718442***	8.409838***	8.432443***	6.726149***
<i>Wald Test</i>				14.0981**
<i>Sargan Test</i>				20.2741*
IV-Hausman 值			24.2901	50.0197**

注:*,**,*** 分别表示显著性水平为 10%,5%和 1%。

我们对于牛市和熊市机构投资者与股价波动率的估计、羊群行为(*HM*)、换手率(*HS*)和机构持股比例(*FI*)在使用 *TSLS* 进行估计后均遵循了表 1 的变动趋势。其中,牛市的回归结果中,*HM* 和 *HS* 的系数分别从 0.005104 和 0.003524 变为了 0.003992 和 0.003221,*FI* 的系数从 0.010208 变为了 0.012510。规模变量(*SCALE*)、公司债务比率(*DEBT*)和托宾 Q 值(*TOBIN*)引起了羊群行为(*HM*)的高估,规模变量(*SCALE*)、账面价值比(*BM*)、机构持股比例(*FI*)、经营费用(*EXP*)和市盈率(*PE*) 等因素引起了换手率的高估(表 7 所示);熊市的回归结果中,*HM* 和 *HS* 的系数分别从

表6 熊市机构投资者与股价波动率估计结果

变量	模型 1	模型 2(公式 8)	模型 3	IV+RE
Constant	-0.093503***	-0.185420***	-0.204106***	-0.200125***
HM	0.005747*		0.009239**	0.008976**
HS	0.004147**	0.005082***	0.004281***	0.004081***
FI		-0.012107***	-0.009139**	-0.009534*
SCALE		0.002459	0.003628	0.004192
BM		0.017763***	-0.008778**	-0.007134**
控制变量	显著	显著	显著	显著
R ² (between)	0.609615	0.724233	0.775254	0.750417
F Statistics	9.875898***	15.62279***	17.32400***	9.934913***
Wald Test				18.0981*
Sargan Test				22.8291**
IV-Hausman 值			14.8493	32.2907**

注:*, **, *** 分别表示显著性水平为 10%, 5% 和 1%。

0.009239 和 0.004281 变为了 0.008976 和 0.004081, FI 的系数从 -0.009139 变为了 -0.009534。机构持股比率(FI)引起了羊群行为(HM)的高估,机构持股比率(FI)和市盈率(PE)引起了换手率(HS)的高估(表 7 所示),进一步验证了我们的前述结论。为了考察机构投资者与股价波动率之间的非线性关系,我们发现 FI 的系数在牛熊市的回归结果中从 0.012510 变为了 -0.009534(由正转负)^①,这就说明了机构持股比率与股价波动率之间确实不存在着准确的“稳定”还是“加剧”的关系,进而支持了宋冬林等(2007)的结论。

根据整体以及牛、熊市的样本估计,我们得出了机构投资者与股价波动率之间的非线性关系。自 2005 年以来,我国机构投资者的发展速度非常迅速,以开放式基金和券商为代表的机构投资者迅速成长,现存在我国股票市场的机构投资者有 12 种之多。基于以上现实和本文的研究目的,参照刘奕均和胡奕明(2010)的做法,我们基于以上数据利用公式(9)对机构投资者类型与股价波动率之间关系做进一步验证。

由于篇幅限制,本文只列出了核心解释变量的估计结果,其回归系数均通过了 10% 的显著性检验。基于扩展 CAPM 所提出的股价波动率模型,我们使用模型 3 和 IV+RE 进行估计,在控制了代理成本和内生性问题后,机构持股比率的回归系数很好地证实了我们的猜想(FI 的回归系数变大)。通过进一步分析,我们发现,保险公司、财务公司等机构投资者均加剧了股票市场的波动,而其中的原因则可以通过机构投资者为了追求短期利益而导致的羊群行为(HM)和换手率(HS)加大进行解释。而 QFII、保险公司、社保基金和信托公司等机构投资者则减缓了股票市场的波动,系数分别达到了 -0.002893、-0.009326、-0.002401 和 -0.009134,其中的具体原因则包括 QFII 机构和社保基金的成熟、谨慎交易策略(被控制变量所抵消),对刘奕明和胡奕均(2010)的结果进行了

^① 牛、熊市的估计结果与 Fama-MacBeth 截面估计结果相一致。同时,公司规模变量也遵循了由正转负的趋势,但可惜的是规模变量的系数未通过显著性水平检验,故本文不再对此进行具体分析。

表 7 HM、HS 影响因素的回归结果

变量	全样本		牛市		熊市	
	HM 方程	HS 方程	HM 方程	HS 方程	HM 方程	HS 方程
<i>Constant</i>	0.006	942.5***	-5.221*	437.9***	-0.192	707.5***
<i>SCALE</i>	0.087	-18.6***	0.007*	10.87***	0.0012	-9.646
<i>BM</i>	-0.026**	-16.3	-0.0494	-112.1	0.0437	-43.762
<i>DEBT</i>	-0.039	12.6	-0.069**	-2.39	0.0383	46.528
<i>FI</i>	-0.0014	-53.9***	0.0280	-114.4***	-0.1006**	-78.87***
<i>EXP</i>	-0.001	-1.38	0.0028	-8.007***	-0.0016	-0.554
<i>EB</i>	-0.0015	-2.50	-0.0044	-1.284	0.00077	-0.313
<i>DGDP</i>	0.271	4.61**	-0.016	-4.375	-0.00798	36.63
<i>DM2</i>	-0.097**	-540.02***	5.150*	-428.72***	-0.00012*	-476.0***
<i>TOBIN</i>	-0.0009**	-48.90**	0.0061	83.55	0.0022	-2.316
<i>PE</i>	0.006	0.049***	0.00015*	-0.110	0.262	-0.0353**
<i>R²(between)</i>	0.104	0.523	0.289	0.561	0.189	0.697
<i>F Statistics</i>	1.95566***	11.86897***	1.8289***	5.738***	1.83603***	12.221***
<i>Hausman 值</i>	9.2837	8.3524	10.8564	10.9031	12.9321	11.0925

补充^①。这进一步说明了机构投资者与股价波动率之间的非线性关系。

五、结论和政策建议

对于机构投资者与股价波动率之间关系的讨论由来已久,但正如本文所指出,无论是羊群效应模型还是 Fama-MacBeth 截面回归模型,由于无法考虑二者之间的相关性,都会产生估计的偏差。基于李勇和王满仓等(2010)提出的扩展 CAPM,我们通过机构投资者逆向选择效应和道德风险效应视角研究了机构投资者与股价波动率之间的关系。本文将逆向选择效应和道德效应结合后提出了信息不对称下股价波动率的决定方程。信息不对称下股价波动率的来源包括三个方面:(1)客观信息对于股价波动率的影响;(2)不可识别逆向选择因素对于股价波动率的影响;(3)不可识别道德风险效应对于股价波动率的影响。其中,不可识别逆向选择效应和道德风险效应构成了主观信息,可识别的逆向选择和道德风险效应构成了客观信息。同时本文对上述因素进行了进一步分解,将客观信息定义为经济增长率和货币供给量变动率,将不可识别逆向选择效应定义为羊群行为和换手率,将不可识别道德效应因素定义为公司规模、账面价值比和机构持股比率等变量。我们发现,传统的羊群效应模型由于过度识别了机构投资者道德因素产生的羊群行为会造成其对于股价波动率的低估,而机构持股比率由于无法考察羊群行为、换手率等变量的影响也会造成其对于股价波动率影响的不一致。于是,本文根据 2005 年 1 月至 2009 年 12 月共 48 个观察期的信息选取了股价波动率作为被解释变量,羊群行为、换手率和机构持股比率作为核心被解释变量,公司规模和账面价值比等其他影响不可识别道德风险效应的变量和反映客观信息的增长率和货币供应

^① 刘奕明和胡奕均(2010)的估计结果表明,保险公司、社保基金、信托公司等机构投资者抑制了股票市场的波动,而其它机构投资者估计系数不太显著,作者认为这可能是由于样本量太小所致。在增大样本量的前提下,我们的估计结果与其大概一致(除了以上机构投资者以外,QFII 的系数同样为负),但财务公司、券商持股等机构投资者的系数同样显著,但系数为正,说明了大量机构投资者还是没有起到稳定市场的功能。

表8 机构投资者类型与股价波动率估计结果

机构投资者类型	核心变量(FI)		
	模型3	IV+RE	样本量
保险公司持股	-0.009326*	-0.009827*	8027
财务公司持股	0.008327***	0.008993***	2918
非金融公司持股	0.007125**	0.007237**	4325
基金持股	0.005438**	0.006427***	54338
QFII持股	-0.002473*	-0.002893**	3902
券商持股	0.003981***	0.004273*	3019
券商理财产品持股	0.002198*	-0.003278**	5921
企业年金持股	0.005801*	0.007241***	392
社保基金持股	-0.001927*	-0.002401*	8321
信托公司持股	-0.008208**	-0.009134*	6720
一般法人持股	0.002876*	0.0029347*	48291
银行持股	0.009351**	0.01104***	605

注:*,**,***分别表示显著性水平为10%,5%和1%。

量变动率作为控制变量,对机构投资者与股价波动率之间的关系进行了实证研究。研究发现:

第一,不论是总体的面板模型还是单独的牛熊市面板模型,随机效应和TOLS估计结果均表现出羊群效应、换手率对于股价波动率的高估与机构持股比率对于股价波动率的低估。总体的回归结果中,账面价值比和托宾Q值引起了羊群行为的高估,公司规模、机构持股比率和市盈率等因素引起了换手率的高估。牛市的回归结果中,规模变量、公司债务比率和托宾Q值引起了羊群行为的高估,规模变量、账面价值比、机构持股比率、经营费用和市盈率等因素引起了换手率的高估。熊市的回归结果中,机构持股比率引起了羊群行为的高估,机构持股比率和市盈率引起了换手率的高估。

第二,牛、熊市单独的回归结果、Fama-MacBeth截面模型的估计结果和机构投资者类型均表明了机构持股比率与股价波动率之间不存在着确定的“稳定”还是“加剧”的关系。牛市中机构持股比率加剧了股票市场的波动,熊市中机构持股比率抑制了股票市场的波动,这与宋冬林等(2007)的估计结果相一致。保险公司和财务公司等机构投资者均加剧了股票市场的波动,而QFII、保险公司、社保基金和信托公司等机构投资者则减缓了股票市场的波动。总体上机构持股比率的增大加剧了股票市场的波动性。

既然机构投资者与股价波动率之间不存在着确定的“稳定”还是“加剧”的关系,那是不是意味着发展机构投资者并不重要呢?显然这和本文的初衷是相悖的。本文的模型表明了应该从逆向选择效应和道德风险效应方面综合考察机构投资者与股价波动率之间的关系。在我们的模型中除了机构持股比率外还有诸如公司规模、账面价值比等其他反映机构投资者道德风险效应的变量。这些变量中,每股股利、托宾Q值和市盈率等不可识别道德风险效应变量的增加均有利于抑制股票市场的波动,这说明机构投资者已经善于通过上市公司的财务报表来分析公司的基本面以及其经理人的努力程度来决定是否进行交易,这本身就说明了机构投资者交易策略的日益成熟。从长远来说,机构投资者基于自己的“信息优势”运用日益成熟的交易策略是有利于市场稳定的,而如何看待机构投资者的发展还有赖于我们进一步评估股票市场的有效性和噪音交易等方面的因素。

参考文献

- 董志勇、韩旭(2007):《基于 GCAPM 的羊群行为检测方法与中国股市中的实证依据》,《金融研究》,第 5 期。
- 冯根福、闫冰(2004):《“公司股权的”市场结构”类型与股东治理行为》,《中国工业经济》,第 6 期。
- 何佳、何基报(2006):《投资者结构与股价波动关系—基于理论思考》,《南方经济》,第 2 期。
- 何佳、何基报、王霞等(2007):《机构投资者一定能够稳定股市吗?—来自中国的经验证据》,《管理世界》,第 8 期。
- 胡大春、金赛男(2007):《基金持股比例与 A 股市场收益波动率的实证分析》,《金融研究》,第 4 期。
- 孔东民、魏诗琪(2009):《信息不对称、机构持股与价格稳定性》,《证券市场导报》,第 1 期。
- 李广川、邱菀华、刘善存(2009):《投资者结构与股价波动:基于过度自信和注意力分配的理论分析》,《南方经济》,第 4 期。
- 李勇、王满仓、陈伟(2010):《金融资产定价异常与资产定价模型的扩展—基于委托—代理理论视角的研究》,《金融评论》,第 4 期。
- 刘奕均、胡奕明(2010):《机构投资者类型与股票市场波动实证研究》,《软科学》,第 6 期。
- 祁斌、黄明、陈卓思(2006):《机构投资者与股市波动性》,《金融研究》,第 9 期。
- 施东晖(2001):《证券投资基金的交易行为及其市场影响》,《世界经济》,第 10 期。
- 宋东林、毕子男、沈正阳(2007):《机构投资者与市场波动性的关系研究》,《经济科学》,第 3 期。
- 宋军、吴冲锋(2001):《基于分散度的金融市场中的羊群行为研究》,《经济研究》,第 11 期。
- 唐伟敏、邹恒甫(2008):《一种不完全信息下的资产定价模型》,《经济学(季刊)》,第 1 期。
- 徐龙炳、赵娜(2006):《机构投资者与股票价格波动研究综述》,《上海财经大学学报》,第 5 期。
- 姚颐、刘志远(2005):《基金投资行为的市场检验—基于中国股市最大机构投资者的实证研究》,中国国际金融年会。
- 姚颐、刘志远(2008):《震荡机构、机构投资与市场稳定》,《管理世界》,第 8 期。
- Ang, S., R. Cole, and J. Lin (1998): “Agency Cost and Ownership Structure”, *Journal of Finance*, 18, 79–102.
- Badrinath, S., G. Gay, and J. Kale (1989): “Patterns of Institutional Investment, Prudence, and the Managerial ‘Safe-Net’ Hypothesis”, *Journal of Risk Insurance*, 56, 605–629.
- Brennan, M. (1995): “The Individual Investor”, *Journal of Financial Research*, 18, 59–74.
- DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldman (1990): “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *Journal of Finance*, 45, 379–395.
- Dennis, P. and D. Strickland (2002): “Who Blinks in Volatile Markets, Individuals or Institutions?”, *Journal of Finance*, 57, 1923–1949.
- Faugere, C. and H. Shawky(2003): “Volatility and Institutional Investor Holdings in a Declining Market: A Study of Nasdaq During the Year 2000”, *Journal of Applied Finance*, 53, 1174–1198.
- Froot, K. (1992): “Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation”, *Journal of Finance*, 47, 1461–1484.
- Healy, P., A. Hutton, and K. Palep (1999): “Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure”, *Contemporary Accounting Research*, 31, 246–271.
- Karpoff, J.(1987): “The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109–126.
- Kothare, M. and P. Laux (1995): “Trading Costs and the Trading Systems for Nasdaq Stocks”, *Financial Analysis Journal*, 51, 42–53.
- Lang, M. and R. Loundholm (1993): “Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures”, *Journal of Accounting Analysis*, 31, 246–271.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny (1992): “The Impact of Institutional Trading on Stock Prices”, *Journal of Financial Economics*, 32, 23–43.
- Nofsinger, J. and R. Sias (1999): “Herding and Feedback Trading by Institutional Investors”, *Journal of Finance*, 54, 2263–2295.
- Sias, R. (1996): “Volatility and Institutional Investor”, *Financial Analysis Journal*, 23, 13–20.
- Sosin, K., J. Rives, and J. West (1998): “Unions and Gender Pay Equity in Academe: A Study of U.S. Institutions”, *Feminist Economics*, 98, 25–45.
- Szewcyk, S. G. Tsetsekos, and V. Richard(1992): “Institutional Ownership and the Liquidity of Common Stock Offerings”, *Financial Review*, 27, 211–225.
- Wermers, R. (1999): “Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices”, *Journal of Finance*, 54, 581–622.

(责任编辑:程 炼)