

# 机构投资者如何影响公司特质风险： 刺激还是抑制？ ——基于通径分析的经验证据

花冯涛

(安徽师范大学 经济管理学院, 安徽 芜湖 241003)

**摘要:** 投资者的行为特征对公司特质风险有直接影响。已有文献均采用“黑箱”范式分析机构投资者对公司特质风险的影响,且结论不一。文章选取2006年至2015年的深沪A股数据,采用SEM通径分析法,从知情交易、噪声交易和公司治理三个途径,分析机构投资者对公司特质风险的作用,结论表明:机构投资者对公司特质风险同时存在刺激效应和抑制效应。刺激效应是指机构持股通过知情交易,扩张私有信息套利,推动公司特质风险上升;而抑制效应则通过公司治理降低噪声交易和私有信息套利,从而抑制特质风险。前者大于后者,总效应表现为机构持股和公司特质风险之间呈正相关性。该研究明晰了机构投资者对公司特质风险的作用机理,同时也说明在我国资本市场上,机构投资者的公司治理作用仍有待提高。

**关键词:** 机构持股; 特质风险; 通径分析; 公司治理; 噪声交易

**中图分类号:** F061.1   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1009-0150(2018)01-0043-14

## 一、问题的提出

公司特质风险(idiosyncratic risk),是指与企业自身特征相关的股价波动,也称之为公司特质波动,它对信息效率、资本配置效率、企业投资行为具有重要作用(花冯涛,2018)。自从Campbell等(2001)发现“特质风险现象”以后<sup>①</sup>,其影响因素研究成为金融学的新兴领域,并形成企业内在因素和外在环境两个研究视角:有学者从企业规模、上市年龄、财务杠杆、信息披露质量等企业的内在因素视角予以解释,如Campbell等(2001)、Brown和Kapadia(2007)、Dennis和Strickland(2005)等;也有学者从制度环境、产品市场竞争等外在环境的视角阐述其形成机制,如袁知柱和鞠晓峰(2009)、吴昊旻等(2014)。不论哪种因素,均通过投资者决策影响公司特质风险,而投资者的行为特征,如异质信念、风险偏好、收入约束对股价波动,乃至特质风险存在直接影响。其中,相对于散户而言,机构投资者在信息搜寻、专业能力上具有优势,因此,机构持股对于公司特质风险存在必然的联系。

**收稿日期:** 2017-07-31

**基金项目:** 国家社会科学基金青年项目“基于信息不确定性视角下的中国股票市场公司特质风险研究”(13CGL028)。

**作者简介:** 花冯涛(1974—),男,河南新乡人,安徽师范大学经济管理学院副教授,硕士生导师。

<sup>①</sup>Campbell等(2001)发现,从1962年至1997年,美国纽约证券市场中的公司特质风险呈现系统性的上升趋势。随后,其他学者发现在其他欧美发达国家的资本市场中也存在相同的趋势,这一现象被称为“特质风险现象”。

早在1921年,美国出现第一家投资基金,即美国国际证券信托基金(ISTA),一直到20世纪60年代以前,美国股市仍以散户为主,机构持股比例不超过13%。此后,机构持股所具有的专业化管理和信息优势受到社会的青睐,进入快速发展期。20世纪80年代机构持股比例达到34%,90年代美国机构投资者达到13 000多家。截至2001年底,美国共同市场基金总值约为6万亿美元,养老基金、捐赠基金和信托基金的总市值约为7万亿美元。与此同时,欧美资本市场中也出现了“特质风险现象”,即从20世纪60年代后,出现趋势性的上升趋势,与机构持股行为呈现趋同性。在我国,资本市场中的机构投资者也发展迅速,据Wind数据库统计,截至2014年底,机构投资者持股比例达到42.0%,初步形成以证券投资基金为主,证券公司、信托公司、保险公司、合格境外机构投资者(QFII)、社保基金、企业年金等其他机构投资者相结合的多元化发展格局。同样,公司特质风险和机构持股比例之间也呈现显著的趋同性(见图1)。

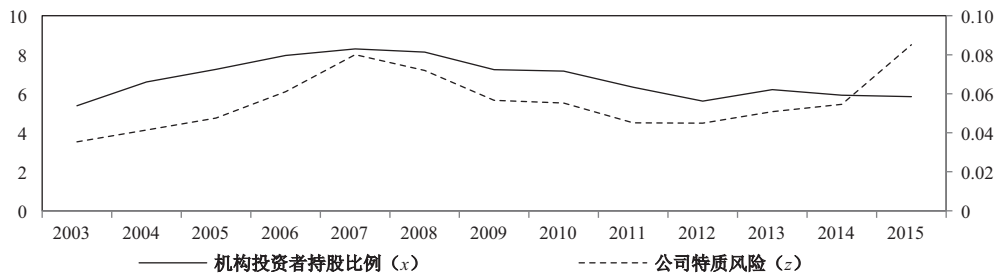


图1 机构持股比例与公司特质风险年均值对比

早在Campbell等(2001)的文献中,他们将“特质风险现象”与机构投资行为联系在一起,而随后的研究对两者的关系所得出的结论却相互矛盾。Chang和Dong(2006)认为,机构投资者提高了股价信息含量,推动了特质风险的上升趋势,两者呈正相关性;而Brandt等(2010)的实证分析则认为两者呈负相关性。之所以结论各异,原因在于上述文献基于“黑箱”范式,将机构投资者在资本市场中的角色单一化,忽略了两者的影响渠道的多样化。一方面,机构投资者作为知情交易者,积极地进行私有信息套利,同时,对市场噪声交易形成对冲作用的“伪羊群效应”;另一方面,机构持股逐渐具有公司治理功能,提高了企业的信息透明度,不仅抑制了噪声交易,也降低了私有信息套利空间(Miyajima和Hoda, 2015)。而已有研究表明,公司特质风险既有可能与私有信息有关,也可能受到噪声交易的影响,表明机构投资者行为对特质风险并非单一的推动或抑制作用。因此,厘清机构投资者和公司特质风险之间的作用机理,是本文研究的核心问题所在。

本文以2003年至2015年的深沪A股为样本,利用结构方程模型(SEM)从知情交易、噪声交易和公司治理三种途径,对机构投资者和特质风险之间的逻辑关系进行实证分析。本文的研究结论如下:首先,机构投资者对公司特质风险同时存在刺激效应和抑制效应,而前者大于后者,即机构投资者是推动特质风险上升的重要力量;其次,在三种途径中,私有信息套利和噪声交易的作用远远超过公司治理带来的效应,表明机构投资者在资本市场中仍然作为知情交易者发挥作用,其对上市企业的治理作用较小;再次,公司特质风险的形成与私有信息套利以及噪声交易都有关系。该研究的创新及贡献在于三点:首先,本文打破已有文献存在的“黑箱”研究范式,厘清了机构持股与特质风险的逻辑关系;其次,在我国资本市场中,进一步明晰了机构投资者在资本市场中的作用,即其知情交易者功能较强,公司治理功能仍然较弱;再次,进一步明确了公司特质风险的信息内涵,它既包含了私有信息效率,也与市场噪声交易有关。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一) 机构投资者与公司特质风险: 基于知情交易者的视角

基于信息论的观点, 游家兴和汪立琴(2012)认为公司特质风险反映了企业特质信息融入股价的效率, 但花冯涛(2017)认为, 它与信息披露质量无关, 而是私有信息套利的结果。信息是投资者决策行为的基础, 信息分为两种, 即公开信息和私有信息。公开信息是投资者能够不需要花费成本, 或者以较低成本就能够获得并可作为决策依据的信息来源, 如财务报告、企业公告等; 而私有信息则是指在信息不确定性的环境下, 投资者利用信息渠道和专业能力花费信息搜寻成本后获取的不对称性的信息。当企业的信息质量越低时, 私有信息套利空间则越丰厚, 促使套利频率和规模大幅上升。私有信息的获取依赖于广泛的信息渠道和专业的判断能力, 这正是机构投资者的优势所在。机构投资者虽不具备内部人的信息优势, 但在信息搜集和处理上具有规模优势, 在套利空间的驱使下, 他们既有能力又有动力获取企业的内幕信息, 成为知情交易者, 这正是机构持股与特质风险相关联的逻辑联系之一。以国内资本市场为例, 张谊浩和陈一童(2016)发现开放式股票基金偏好于本地上市, 尤其是地方政府控股的上市企业。因为这类企业信息透明度较低, 同时, 较强的政治关联度使得机构投资者有可能获得更多的内部信息, 以摄取更多的套利空间。

基于知情交易者的视角, 机构投资者的私有信息套利行为促进了企业内部信息以套利形式融入股价的效率, 提高了股价信息含量。Boehmr和Kelley(2009)通过日内交易数据, 发现做市商交易活跃的资产对新信息的融入速度取决于机构持股比例, 机构投资者的参与度越高, 信息融入股价的速度越快; 宋玉和范敏虹(2013)也发现, 当机构投资者的知情交易规模增加时, 股价波动, 则未来预期的回报率随之上升, 利用企业非盈余信息预测未来股价的准确度上升; 另外, 孔东民等(2015)认为盈余公告后的市场反应下降, 加速了未来盈余信息融入股价中的速度, 特质波动幅度快速上升, 两者呈现显著的正相关性。因此, 机构投资者作为重要的知情交易者, 通过私有信息套利行为, 将公司层面特质信息融入股价, 推动公司特质风险上升。基于此, 本文提出如下假设:

假设1: 机构投资者作为知情交易者, 通过私有信息套利推动公司特质风险呈上升趋势。

### (二) 机构投资者与公司特质风险: 基于噪声交易的视角

除了私有信息套利之外, 噪声交易与公司特质风险也存在密切的关系。与信息论的观点相悖, Hu和Liu(2013)从信息搜寻成本、知情交易规模、交易成本和企业关注程度四个维度刻画了企业的信息环境, 发现四个指标均与特质风险呈负相关。因此, 他们认为, 公司特质和噪声交易之间呈显著正相关性, 新兴资本市场尤其显著。机构投资者作为知情交易者, 通过套利交易将私有信息融入股价, 使股价回归其内在价值, 同时, 对市场的噪声交易形成显著的抑制作用。

噪声交易产生的根源在于, 在投资者忽略或者缺失信息的条件下所产生的非理性行为, 它与投资者的羊群效应存在密切的关系。Bikhchandani和Sharma(2001)提出, 机构投资者同样存在羊群效应。在信息质量恶劣的环境中, 信息搜寻成本上升、套利效果下降, 机构投资者基于短期业绩评价的压力, 产生追随其他机构投资者的非理性投资策略。但这种非套利的反馈交易策略, 实际上是一种伪羊群效应。不同于散户的真羊群效应, 机构投资者的私有信息套利是基于信息搜寻成本和边际收益的对比, 套利空间越大, 信息搜寻动力越强。而伪羊群效应作为机构投资者之间合谋的平衡点, 使得边际收益最大化。更为重要的是, 伪羊群效应加速股价向新信息的调整, 提高了股价信息融入效率, 对真羊群效应形成有力的对冲。Bartov等(2000)针对美国

资本市场研究发现,共同基金由于商业周期、行业轮动等因素,表现出明显的伪羊群效应,其结果缓解了盈余公告后漂移现象,增加了股价的信息含量。Brandt等(2010)虽然没有从“异质噪声”的视角解释公司特质风险的影响机制,但他们发现公司特质风险高的企业具有两个显著的特征,即较低的股价和高比例的散户持股,并明确指出,特质风险的变化与散户的持股行为有密切关系。基于上述文献的观点,机构投资者的伪羊群效应仍然属于理性的私有信息套利行为,是基于共同信息和共同偏好的追随策略,能够对冲其他投资者群体,尤其是散户的非理性的噪声交易行为,因此,机构持股行为对公司特质风险的异质噪声存在抑制作用。基于以上结论,本文提出如下假设:

假设2:机构投资者不论作为知情交易者还是伪羊群的追随者,对公司特质风险均存在抑制作用。

### (三)机构投资者与公司特质风险:基于公司治理的视角

袁知柱和鞠晓峰(2009)发现,公司治理机制与公司特质风险之间同样存在显著的联系。Ashbaugh-Skaife等(2009)发现美国有关内控完善的SOX法案中的第404条款实施后,纽约证券交易所中的特质风险大幅上升;而吴昊昱等(2014)发现,作为外部治理机制的产品市场竞争与特质风险之间存在正相关性。

一方面,机构投资者利用代理问题攫取私有信息,对公司特质风险产生影响。管理层和控股股东基于私利行为,倾向于封锁内部经营信息,降低了企业信息质量,为私有信息套利提供了丰厚的利润空间,刺激知情交易者的套利效率。肖浩和孔爱国(2014)发现,管理层薪酬补偿和在职消费与股价信息含量呈显著负相关,而规范的公司治理结构,如明晰产权、加强投资者保护、增加管理层股权激励等行为,能够有效降低管理者的信息优势,抑制公司特质风险。机构投资者作为股权结构中的组成部分,利用其广泛的信息搜寻渠道、专业判断能力以及深度的决策参与权,更容易攫取私有信息,获得超额利润。林树和陈浩(2016)的研究表明,机构投资者普遍存在本土偏好和所有制偏好,即机构持股更偏好于具有本土背景的国有制企业。这些企业具有天然的制度性优势,即必要时能够动用国家隐性担保,而Huang等(2016)认为企业的本土背景,更容易使得机构投资者与管理者形成合谋以获取私有信息,寻求利益最大化。

另一方面,机构投资者作为公司治理参与者,通过隐含资本成本影响公司特质风险。Huang等(2016)提出,代理成本降低了企业的未来价值,加之投资者对企业前景的预期难以判断,导致隐含资本成本上升。而Campbell等(2001)指出,隐含资本成本是公司特质风险变化的直接原因。机构投资者从20世纪90年代以后,逐渐放弃“用脚投票”的治理模式,积极渗入企业的内部治理结构中,成为制衡代理问题的重要力量,从制度上保证了信息披露质量的提高。另外,私有信息和公开信息存在互补性,即私有信息效率的提升有助于信息透明度的增加。机构投资者对企业治理的深度介入,源源不断地获得企业的内部信息,套利交易频率增加,反而有助于企业透明度的增加,最终降低了企业的资本成本,抑制了公司特质风险。基于此,本文提出如下假设:

假设3:机构持股行为参与公司治理结构,对特质风险的作用存在两面性:既有可能通过私有信息套利,产生刺激效应;也存在改善治理结构降低噪声交易,起到抑制效应。

## 三、研究设计

### (一)主要变量

1. 公司特质风险( $x$ )。公司特质风险的测度有两种方法:一是Campbell等(2001)基于

CAPM模型的间接分离法，二是Xu和Malkiel(2003)基于Fama-French三因素模型的直接分离法。前者主要测度市场平均特质风险，而后者测度个股特质风险。故本文采用以F-F三因素模型为基础的间接分离法：

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(r_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t} \times smb + h_{i,t} \times hml + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $r_{m,t}$ 、 $r_{f,t}$ 、 $smb$ 、 $hml$ 分别为个股超额收益、规模因子、成长因子； $r_{m,t}$ 采用上证指数收益替代； $r_{f,t}$ 为无风险收益率，采用同期银行一年存款利率替代； $smb$ 根据公司规模分组，计算最大组和最小组的收益差额； $hml$ 根据账面市值比分组，计算最大组与最小组的收益差额。 $\varepsilon_{i,t}$ 为模型残差，计算年度残差标准差： $iv_{i,t} = \sqrt{\text{var}(\varepsilon)}$ 。

2. 隐含权益资本成本( $c$ )。本文参考Gebhardt等(2001)以剩余收益模型为基础提出的预测期为十二期的剩余收益折现模型(GLS模型)，并结合曾颖和陆正飞(2006)改进方法，通过迭代算法计算所得：

$$p_t = b_t + \frac{froe_{t+1} - c}{1+c} b_t + \frac{froe_{t+2} - c}{(1+c)^2} b_{t+1} + \frac{froe_{t+3} - c}{(1+c)^3} b_{t+2} + tv \quad (2)$$

$$tv = \sum_{i=4}^{11} \frac{froe_{t+i} - c}{(1+c)^i} b_{t+i-1} + \frac{froe_{t+12} - c}{c(1+c)^{11}} b_{t+11}$$

其中， $p_t$ 为股权融资的潜在价格，它等于上年度每股收益与当年度行业市盈率中位数的乘积； $b_t$ 为调整后第 $t$ 期期初的每股净资产，其调整方式为：用当期期初的每股净资产减去当期每股盈余后，再加上当期所发放的现金股利； $froe_{t+i}$ 为第 $t+i$ 期的预测净资产收益率，目前虽然有中介机构发布上市公司的盈利预测数据，但其公司覆盖率较低，预测数据不足以支撑实证分析，对于前三期 $froe$ 的预测值用财务报告所发布的实际数据进行替代，从第四期 $froe$ 预测值开始，一直到第 $t+T$ 期不断向行业平均 $roe$ 值进行直线回归，并且从第 $t+T$ 期开始上市公司的 $froe_{t+T}$ 一直维持在行业平均 $roe$ 水平上。如果前三期也没有实际数据进行替代，则从该期开始向行业平均 $roe$ 水平进行直线回归。最后， $c$ 为本文所求隐含权益资本成本。该计算涉及高次一元变量求解方程，故stata将数据整理后，由EXECL的循环变量求解宏计算所得。

3. 噪声交易变量( $y_1$ )。噪声交易者是指由于错误的主观信念或股票价值无关的信息而对股票未来价格错误预期，往往是反映了投资者情绪变化的相应变量，如看涨指数、看跌指数、封闭基金折价、首日收益率、资产流动性、投资者开户增长率等。考虑到中国资本市场中的数据可得性，主要是投资者开户增长率( $grow_t$ )、股票换手率( $turn_t$ )和封闭式基金折价( $cefd_t$ )，虽然理论上三者不存在相关性，但实际中三个变量的相关性非常显著。因此，本文采用张强和杨淑娥(2009)的主成分分析法计算噪声交易指数：

$$y_1 = 0.693 \times grow_t + 0.833 \times turn_t + 0.712 \times cefd_t \quad (3)$$

4. 机构持股比例。计算方法见表1，这里不再赘述。

5. 公司治理相关指标包括内部治理和外部治理。外部治理包含产品市场竞争、法律制度环境、产权性质等制度性因素；而内部治理则是指企业内部组织架构的相互制约作用。

外部治理机制主要采用市场治理机制指标，主要包括两个：产权性质( $y_7$ )和流通比例( $y_8$ )，其中，产权性质( $y_7$ )反映了企业与政府的关系，对控制权市场、债务市场、产品市场和职业经理人市场有一定影响；而流通比例( $y_8$ )反映证券市场的效率，反映了企业的控制权竞争的程度。

内部治理指标主要包括三个方面：股权结构指标、董事会结构指标和高管激励指标。股权结构指标包括两个：股权集中度( $y_2$ )和股权制衡度( $y_3$ )。其中，股权集中度( $y_2$ )用第一大股东持股数与总股本数的比例计算所得，反映了控股股东的治理效率；股权制衡度( $y_3$ )以第二至第五大股东持股总数占总股数的比例计算所得，作为针对第一大股东的制衡机制安排，反映了各大

股东之间的内部利益牵制和相互监督,抑制内部人控制。董事会结构指标包括独立董事比例( $y_4$ )和董事会规模( $y_5$ ),计算方法见表1中。

表1 变量释义

变量名称及类别		变量符号	变量涵义
机构持股比例		$x$	机构投资者的持股总数在总股数中的比例
公司特质风险		$z$	按照上述方法计算所得
权益资本成本		$c$	按照上述方法计算所得
噪声交易指数		$y_1$	按照上述方法计算所得
股权结构指标	股权集中度	$y_2$	按照上述方法计算所得
	股权制衡度	$y_3$	按照上述方法计算所得
董事会结构指标	独立董事比例	$y_4$	独立董事占董事会总人数的比例计算所得
	董事会规模	$y_5$	用董事总人数予以衡量
高管激励指标	管理层持股比例	$y_6$	按照上述方法计算所得
外部治理指标	产权性质	$y_7$	当实际控制人为国有企业时为1;非国有背景时为0
	流通比例	$y_8$	用流通股占总股本的比例来表示

高管激励指标采用管理层持股比例( $y_6$ ),借鉴高敬忠和周晓苏(2013)的方法,将管理层持股比例作为管理层激励程度变量,凡是在企业信息披露中所涉及的管理人员的持有股份都作为变量予以计算,包括高级管理人员、董事会成员和监事会成员,其中,高级管理人员包含总经理、总裁、CEO、副总经理、副总裁、董事会秘书,以及财务报告上所披露的其他管理人员(需要注意的是,如果高级管理人员、董事会和监事会存在兼职的情况时,不重复计算持股数量)。

本文以深沪A股上市公司为样本,并根据以下标准进行筛选:(1)剔除被ST和PT的上市公司的观测值;(2)鉴于上市当年的企业股价波动较大,致使特质风险计算可能存在异常值,故剔除IPO当年的观测值;(3)样本期设定为2006-2015年,根据上述指标计算,共得观测值13 724个;(4)公司交易数据来自于WIND数据库,其他财务数据均来自于CSMAR数据库;(5)行业标准依据2001年中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》划分。

## (二)研究方法 with 模型构建

通径分析作为重要的计量方法,解决了普通回归分析中无法进行多中介变量、多因变量检验的相关问题,通径分析能够处理多个自变量和因变量之间的相互作用机制,这为本文提供了良好的分析工具。在通径分析模型中,某两个变量间的因果效应包括这两个变量间的直接因果效应,以及通过其他中介变量的间接因果效应,直接因果效应和间接因果效应的总和为总因果效应。另外,在通径模型中,变量间都是线性、可加的因果关系,例如,变量*i*对变量*j*的总效应是变量*i*对变量*j*的直接因果效应,与变量*i*对变量*j*的间接因果效应的总和。

通径分析的关键在于构建变量间的作用路径,而在路径构建之前,有必要剔除不相关的变量,以保证路径分析的有效性。因此,本文采用逐步回归法甄别变量的相关性,建立因变量为特质风险( $z$ )的多元回归方程:

$$z = \alpha_1 \times x + \alpha_2 \times c + \alpha_3 \times y_1 + \alpha_4 \times y_2 + \alpha_5 \times y_3 + \alpha_6 \times y_4 + \alpha_7 \times y_5 + \alpha_8 \times y_6 + \alpha_9 \times y_7 + \alpha_{10} \times y_8 + \alpha_{11} \times y_8 + \varepsilon_t \quad (4)$$

由表2可知,自变量之间存在共线性,并且股权制衡度( $y_3$ )、董事会规模( $y_5$ )、管理层持股比例( $y_6$ )和流通股比例( $y_8$ )的回归系数并不显著,表明机构持股和上述四个变量不存在相关性,无法影响公司特质风险,故将上述变量予以剔除。另外,根据理论分析,机构投资者的公司治理功能可能对权益资本成本构成影响,故需进一步检验剩余各变量和权益资本成本( $c$ )的关系:

$$c = \beta_1 \times x + \beta_2 \times z + \beta_3 \times y_1 + \beta_4 \times y_2 + \beta_5 \times y_4 + \beta_7 \times y_7 + \varepsilon_t \quad (5)$$

表 2 方程 (4) 回归结果

变量	z			
	系数	标准误	t值	p值
常数项	0.047 9***	0.002 5	19.50	0.000
x	0.003 6***	0.000 3	9.50	0.000
c	-0.343 2***	0.012 0	-28.53	0.000
y <sub>1</sub>	0.005 3***	0.000 1	53.01	0.000
y <sub>2</sub>	0.000 1***	0.000 0	6.39	0.000
y <sub>3</sub>	-2-e5	2-e5	-0.94	0.349
y <sub>4</sub>	-0.000 4***	0.000 1	-2.97	0.008
y <sub>5</sub>	-0.003 1	0.005 6	-0.54	0.591
y <sub>6</sub>	-0.024 7	0.033 0	-0.54	0.568
y <sub>7</sub>	0.004 5***	0.000 5	8.90	0.000
y <sub>8</sub>	0.015 0	0.017 3	1.22	0.221
调整的R <sup>2</sup> 值	0.404 7			
F值	642.40			

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验，下同；根据VIF检验，董事会规模(y<sub>5</sub>)、流通股比例(y<sub>6</sub>)的膨胀因子均超过5，表明自变量间存在一定的共线性。

由表3可知，变量(y<sub>2</sub>)、(y<sub>4</sub>)、(y<sub>7</sub>)和权益资本成本(c)均存在相关性且显著，表明机构持股行为除了通过公司治理变量直接影响特质风险外，还通过权益资本成本形成间接作用。基于此，本文构建如下通径路径分析图(见图2)，并建立通径分析结构方程：

表 3 方程 (5) 回归结果

变量	c			
	系数	标准误	t值	p值
常数项	0.032 3***	0.002 2	13.92	0.000
x	-0.000 1	0.000 32	-1.24	0.268
z	-0.207 1***	0.006 4	-26.95	0.000
y <sub>1</sub>	-0.002 1	2.73-e5	-0.73	0.006
y <sub>2</sub>	0.011 4***	9.6e-4	11.92	0.000
y <sub>4</sub>	-0.050 2***	0.017 7	-2.83	0.006
y <sub>7</sub>	0.015***	0.003 8	3.85	0.000
调整的R <sup>2</sup> 值	0.431 8			
F值	440.51			

$$\begin{cases}
 y_1 = \alpha_1 \times x + \varepsilon_1 \\
 y_2 = \alpha_2 \times x + \varepsilon_2 \\
 y_4 = \alpha_3 \times x + \varepsilon_3 \\
 y_7 = \alpha_4 \times x + \varepsilon_4 \\
 c = \beta_1 \times y_2 + \beta_2 \times y_4 + \beta_3 \times y_7 + \varepsilon_5 \\
 z = \varphi_1 \times x + \varphi_2 \times y_1 + \varphi_3 \times y_2 + \varphi_4 \times y_4 + \varphi_5 \times y_7 + \varphi_6 \times c + \varepsilon_6
 \end{cases} \quad (6)$$

在模型(6)中，x为解释变量——机构持股比例。y为中介变量：变量(y<sub>1</sub>)为噪声交易指数，反映投资者的噪声交易程度；变量(y<sub>2</sub>)为股权集中度，反映大股东对公司的控制力；变量(y<sub>4</sub>)为独立董事比例，反映企业的董事会治理水平，独立董事越多，董事会治理水平越高；变量(y<sub>7</sub>)为产权性质变量。z为公司特质风险。ε为各方程的误差项。本文采用Stata软件的结构方程模型命令SEM，为尽量缩小模型估计方差协方差矩阵和样本方差协方差矩阵之间的差距，故采用最大似

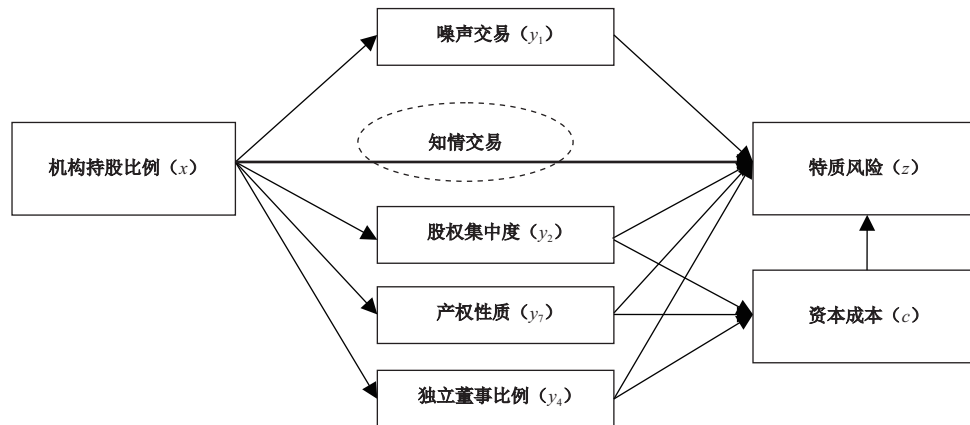


图2 机构投资者与公司特质风险的通径系数图

然法进行估计参数迭代,从而得到通径模型及路径系数。

#### 四、实证结果分析

##### (一)描述性统计

表4报告了各变量的平均值和方差,以及变量间的相关性。从表4中可以看出机构投资者持股比例( $x$ )对于公司特质风险( $z$ )、噪声交易指数( $y_1$ )、股权集中度( $y_2$ )、独立董事比例( $y_4$ )和产权性质( $y_7$ )均存在显著相关性,并且机构持股和公司特质风险的时间趋势一致(见图1),说明两者之间存在密切的关系。权益资本成本变量( $c$ )对于噪声交易指数( $y_1$ )、大股东持股比例( $y_2$ )和独立董事比例( $y_3$ )的相关性显著;公司特质风险( $z$ )与机构持股( $x$ )、噪声交易( $y_1$ )和资本成本( $c$ )的相关系数也均显著。机构持股( $x$ )虽然和资本成本( $c$ )存在相关性,均源自其提升公司治理水平的后果,因此,两者不再产生逻辑关系链,保证了结构方程的拟合优度。

表4 变量的统计特征

变量	均值	方差	$x$	$z$	$c$	$y_1$	$y_2$	$y_4$	$y_7$
$x$	6.561	6.971	1.000 (0.000)	0.022*** (0.000)	-0.053*** (0.000)	-0.158*** (0.000)	0.285*** (0.000)	0.053*** (0.000)	0.371*** (0.000)
$z$	0.057	0.021	0.024*** (0.000)	1.000 (0.000)	-0.222*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.007*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
$c$	10.01	0.018	-0.049*** (0.000)	-0.167*** (0.000)	1.000 (0.000)	-0.002 (0.003)	0.022*** (0.000)	-0.049*** (0.097)	0.019*** (0.003)
$y_1$	2.963	2.100	-0.168*** (0.000)	0.004*** (0.000)	-0.003 (0.003)	1.000 (0.000)	-0.106*** (0.000)	0.010*** (0.284)	-0.010 (0.326)
$y_2$	0.118	0.185	-0.315*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.019*** (0.000)	-0.080*** (0.000)	1.000 (0.000)	0.042*** (0.000)	0.102*** (0.000)
$y_4$	36.64	4.809	0.077*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.050*** (0.003)	0.037*** (0.000)	0.053*** (0.000)	1.000 (0.000)	-0.069 (0.000)
$y_7$	0.259	0.108	0.414*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.020*** (0.003)	-0.040*** (0.000)	0.107*** (0.000)	-0.095*** (0.000)	1.000 (0.000)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验,括号内为稳健性标准误。

##### (二)实证检验结果分析

在结构方程检验(SEM)之前,需要对模型本身的合理性进行评价,才能证明方程检验的真实性。该联立方程中外生变量( $p$ )为1个、内生变量( $q$ )为5个、模型需要估计的参数( $t$ )为9个,那么模型的自由度( $d.f$ )等于12,因此,模型本身能够充分识别。本文基于Stata软件中的SEM功能



所提供的检验方法，选择其中四种指标予以评价模型的拟合优劣程度。首先，平均概率误根系数 (RMSEA) 为 0.049，接近 0.05，该指标衡量的是理论模型与饱和模型的差距，表明模型不受样本数与模型复杂度的影响；其次，标准化残差 (SRMR) 作为标准化模型整体残差的特性描述，该值为 0.069，小于通常的临界值 0.08，基本符合要求；再次，相对拟合指数 (CFI) 作为假设模型与独立模型的非中央性差异值为 0.953，大于 0.95，说明模型可改善的空间较小；非正规拟合指数 (TLI/NNFI) 的数值为 0.896，接近基本标准值 0.9，表明联立方程组不受模型复杂度的影响；拟合指数 (GFI) 和调整拟合指数 (AGFI) 分别为 0.941 和 0.894，均接近判别标准 0.9。图 3 中的路径系数  $\alpha_1 \sim \alpha_4$ 、 $\beta_1 \sim \beta_3$ 、 $\varphi_1 \sim \varphi_5$  均为标准化的参数估计路径系数，当估计系数值并不显著为 0 时，即认为两个变量间存在相关性。

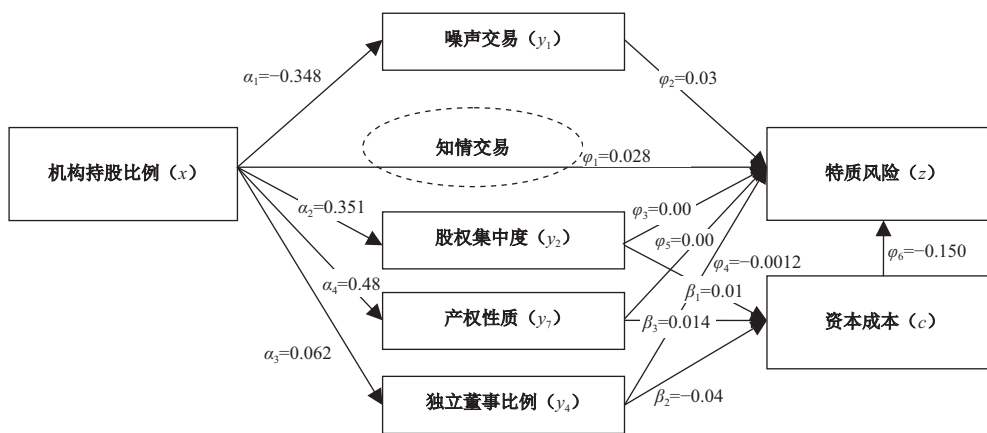


图 3 通径系数图

注：根据表 5 中各变量的系数值，测度出变量 (x) 对变量 (z) 的所有影响路径。

表 5 为模型 (6) 中各子方程的检验结果，各系数值均在 1% 的水平上，具有显著性，表明变量 (x) 对变量 (z) 的各个作用路径均存在实质性作用。另外，在表 5 的基础上，构建通径系数图 (见图 3)，以便更直接地观察两者的影响路径。最终，计算每条影响路径的效应系数，计算方法为变量与变量之间的系数值乘积。

表 5 通径分析系数表 (2006-2015 年)

方程	系数		t 值	方程	系数		t 值
$y_1 = \alpha_1 \times x + \varepsilon_1$	$\alpha_1$	-0.348 1	-13.30	$z = \varphi_1 \times x + \varphi_2 \times y_1 + \varphi_3 \times y_2 + \varphi_4 \times y_4 + \varphi_5 \times y_7 + \varphi_6 \times c + \varepsilon$	$\varphi_1$	0.028	11.68
$y_2 = \alpha_2 \times x + \varepsilon_2$	$\alpha_2$	0.351 7	20.38		$\varphi_2$	0.038 9	53.25
$y_4 = \alpha_3 \times x + \varepsilon_3$	$\alpha_3$	0.062 8	8.00		$\varphi_3$	0.003 3	3.09
$y_7 = \alpha_4 \times x + \varepsilon_4$	$\alpha_4$	0.480 1	5.12		$\varphi_4$	-0.001 2	-5.85
$c = \beta_1 \times y_2 + \beta_2 \times y_4 + \beta_3 \times y_7 + \varepsilon_5$	$\beta_1$	0.015 3	9.44		$\varphi_5$	0.002 7	8.57
	$\beta_2$	-0.049 8	-16.02	$\varphi_6$	-0.150 1	-22.27	
	$\beta_3$	0.014 2	2.85				

注：1.65 < |t| < 1.98、1.98 < |t| < 2.56、2.56 < |t| 分别表明系数值在 1%、5%、10% 水平上具有显著性。

由表 6 可见，机构持股行为 (x) 对于公司特质风险 (z) 的总体效应为正向推动作用，它具有两面性，包括刺激效应和抑制效应。刺激效应是指机构持股通过私有信息套利，直接或间接推动特质风险不断上升，达到 0.030 9；而抑制效应则是指机构投资者通过对冲噪声交易，或者通

表6 通径分析分解表(2006-2015年)

	作用通径	计算	计算结果	百分比
直接作用(知情交易)	$x \rightarrow z$	0.028 0	0.028 0	197.18%
	$x \rightarrow y_1 \rightarrow z$	$(-0.348 1) \times 0.038 9$	-0.014 1	-99.29%
	$x \rightarrow y_2 \rightarrow z$	$0.351 7 \times 0.003 3$	0.001 2	8.45%
间接作用	$x \rightarrow y_2 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.351 7 \times 0.015 3 \times (-0.15)$	-0.000 8	-5.63%
	$x \rightarrow y_7 \rightarrow z$	$0.48 \times 0.002 7$	0.001 3	9.15%
	$x \rightarrow y_7 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.48 \times 0.014 2 \times (-0.15)$	-0.001 0	-7.04%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow z$	$0.062 8 \times (-0.012 1)$	-0.000 8	-5.63%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.062 8 \times (-0.049 8) \times (-0.15)$	0.000 4	2.82%
总效应			0.014 2	100%

注:根据图3中各变量的路径构成以及表5的系数值,计算出变量(x)对变量(z)的路径效应在总效应中的百分比;样本期为2006-2015年。

过公司治理提高信息披露质量,抑制公司特质风险,达到-0.016 7;总效应系数为0.014 2。

首先,机构持股行为(x)对特质风险(z)具有直接作用,即 $x \rightarrow z$ ,效应水平达到0.028,占总效应比例的197.18%,远大于其他效应水平。该结论表明机构投资者的知情交易是影响特质风险的最重要渠道;更为重要的是,公司特质风险的形成机制与私有信息效率密切相关。结论支持了假设1的观点。

其次,机构持股(x)通过对冲噪声交易( $y_1$ )抑制公司特质风险(z),即 $x \rightarrow y_1 \rightarrow z$ ,作用水平达到-0.014 1,总效应占比达-99.29%。其中,机构投资者和噪声交易之间的相关系数为-0.348 1,说明不论作为知情交易者,还是伪羊群效应,均能够降低市场中的噪声交易水平。而噪声交易指标和公司特质风险之间的相关系数为0.038 9,说明公司特质风险的形成,除了私有信息融入效率之外,噪声交易也是内在因素之一。实证结果支持了假设2的观点。

再次,机构持股通过公司治理,即股权集中度( $y_2$ )、独立董事比例( $y_4$ )和产权性质( $y_7$ )三者的影响方向以及程度存在差异。基于股权集中度指标,机构持股对特质风险存在两种渠道,即 $x \rightarrow y_2 \rightarrow z$ 和 $x \rightarrow y_2 \rightarrow c \rightarrow z$ :前者为正向作用,效应水平为0.001 2,总效应占比为8.54%,表明当企业控股比例上升时,机构投资者更愿意与大股东形成合谋,攫取私有信息,推动公司特质风险上升;而后者则为负向作用,效应水平为-0.000 8,总效应占比则为-5.63%,表明机构持股在一定程度上遏制大股东私利行为,提高信息披露质量,权益资本成本下降,压缩私有信息套利空间,从而抑制公司特质风险上升。

基于独立董事比例指标,机构持股对特质风险也存在两种影响渠道,即 $x \rightarrow y_4 \rightarrow z$ 和 $x \rightarrow y_4 \rightarrow c \rightarrow z$ :前者为负向作用,效应水平为-0.000 8,总效应占比为-5.63%。机构持股比例的上升有助于提高独立董事的参与度。而独立董事基于严格的名誉约束机制,提高决策效率,并制约了大股东或管理层私利行为,抑制公司特质风险。后者为正向作用,效应水平达到0.000 04,总效应占比为2.82%。本文认为,当独立董事利用其专业化背景和社会网络,尤其是政治关联性时,有效地缓解了企业的融资约束,从而刺激企业投资扩张,有助于机构投资者攫取私有信息,获取超额收益,从而刺激公司特质风险上升。

基于产权性质指标,机构持股同样存在两种作用机制,即 $x \rightarrow y_7 \rightarrow z$ 和 $x \rightarrow y_7 \rightarrow c \rightarrow z$ :前者为正向作用,效应水平为0.001 3,总效应占比为9.15%。它表明机构持股更偏向于国有背景,而机构投资者利用国有企业委托代理关系复杂,更容易与管理者形成合谋,进行私有信息套利,从而推动公司特质风险上升;后者为负向作用,效应水平为-0.001 0,总效应占比为-7.04%,表明

机构投资者的公司治理作用,降低国有企业的代理成本,提高信息透明度,降低资本成本,从而抑制公司特质风险。实证结果支持了假设3的观点。

最后,上述路径中,知情交易者效应和噪声交易抑制效应远远超过公司治理效应。其中,基于公司治理渠道,机构持股对特质风险的刺激效应水平为0.002 9,而抑制作用水平为-0.002 6,前者的绝对值略大于后者的绝对值,说明在我国资本市场上,机构投资者的公司治理功能仍然较弱。一方面,公司特质风险不仅与私有信息套利有关,噪声交易也是其形成的内在根源之一;另一方面,企业信息透明度的提升,使得私有信息套利空间缩减,有助于抑制特质风险的上升。

### (三)基于样本期调整的再考察

综上,我们发现机构投资者的公司治理效应较弱。考虑到2006年至2007年、2014年底至2015年的股市暴涨暴跌,使得市场情绪对股价波动起到主导作用,机构投资者也难以避免“骑乘泡沫行为”,故本文将样本期缩减至2008年至2013年。据表7所示(囿于篇幅,通径分析系数表和通径系数图不再列出,仅列示通径分析分解表7):首先,机构持股对特质风险的总体效应仍然为正,效应水平为0.006 8;其次,机构持股的知情交易渠道和抑制噪声渠道的效应占比大幅上升,分别为382.35%和235.29%;再次,机构持股的公司治理效应占比也大幅上升。更为重要的是,机构投资者通过公司治理效应对特质风险的抑制效应水平之和达到-0.005 7,超过了刺激效应水平之和0.002 5,说明股市的暴涨暴跌对机构投资者的公司治理功能存在抵消作用。

表7 通径分析分解表(2008-2013年)

	作用通径	计算	计算结果	百分比
直接作用(知情交易)	$x \rightarrow z$	0.026 0	0.026 0	382.35%
	$x \rightarrow y_1 \rightarrow z$	$(-0.304 4) \times 0.052 6$	-0.016	-235.29%
	$x \rightarrow y_2 \rightarrow z$	$0.350 0 \times 0.003 2$	0.001 1	16.17%
	$x \rightarrow y_2 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.350 0 \times 0.037 2 \times (-0.217 7)$	-0.002 8	-41.18%
间接作用	$x \rightarrow y_7 \rightarrow z$	$0.381 9 \times 0.002 4$	0.000 9	13.24%
	$x \rightarrow y_7 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.381 9 \times 0.022 9 \times (-0.217 7)$	-0.001 9	-27.94%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow z$	$0.049 4 \times (-0.020 6)$	-0.001 0	-14.70%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.049 4 \times (-0.046 7) \times (-0.217 7)$	0.000 5	7.35%
总效应			0.006 8	100%

注:根据图3中各变量的路径构成以及表5的系数值计算出变量(x)对变量(z)的路径效应在总效应中的百分比;样本期为2008年至2013年;囿于篇幅,通径分析系数表和系数图不再列出。

## 五、稳健性检验

考虑到结构方程检验的评判指标存在样本波动性,可能影响样本的有效性,因此,本文必须进行稳健性检验。本文进行如下改进:首先,采用Ferreira和Laux(2007)的CAPM模型,剔除市场收益和行业收益后的残差计算公司特质波动:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_0 + \beta_1 \times (r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_2 \times (r_{ind,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,  $(r_{i,t} - r_{f,t})$ 、 $(r_{m,t} - r_{f,t})$ 、 $(r_{ind,t} - r_{f,t})$  分别为个股超额收益、市场超额收益和行业超额收益;  $r_{m,t}$  采用上证指数收益替代;  $r_{f,t}$  采用同期银行一年存款利率替代;  $r_{ind,t}$  按照中国证监会2001年行业分类指引的门类进行分类计算。 $\varepsilon_{i,t}$  为模型残差,公司特质风险为  $iv_{i,t} = \sqrt{\text{var}(\varepsilon)}$ ; 另外,模型采用上市公司的周收益率计算。

其次,根据Ohlson等(2005)的方法,采用ONJ估值模型计算隐含权益资本成本:

$$c = a + \sqrt{a^2 + \frac{froe_{t+1}}{m_t} [g - (\gamma - 1)]} \quad (8)$$

$a = 0.5[(\gamma - 1) + d_{t+1}/m_t]$ ,  $g = 0.5[(froe_{t+3} - froe_{t+2})/froe_{t+2} + (froe_{t+5} - froe_{t+4})/froe_{t+4}]$ ,  $froe_{t+i}$  为第 $t+i$ 期的预测净资产收益率,  $(\gamma - 1)$  为长期增长率,实际中使用5%予以替代,  $m_t$  为企业在 $t$ 年年末的总市值,  $d_{t+1}$  为第 $t+1$ 年的现金分红总额。与GLS方法类似,通过迭代法计算模型两边相等时的隐含权益资本成本,数据由Stata整理,使用EXCEL循环变量求解宏计算所得。最后,考虑到2006-2008年的股市大幅波动,市场情绪对样本检验存在影响,故样本期设定为2009-2015年。

稳健性检验结果如下:首先,平均概率误根系数(RMSEA)为0.049;标准化残差(SRMR)为0.079;相对拟合指数(CFI)为0.973;拟合指数(GFI)和调整拟合指数(AGFI)分别为0.911和0.902,均大于判别标准0.9,表明模型本身存在合理性。其次,图3中的路径系数 $\alpha_1-\alpha_4$ 、 $\beta_1-\beta_3$ 、 $\varphi_1-\varphi_6$ 均为标准化的参数估计路径系数,当估计系数值并不显著为0时,即认为两个变量间存在相关性。稳健性结果如表8所示(囿于篇幅,通径分析系数表和通径分析系数图也不再列示),基本与上述检验结论一致,此处不再赘述。

表8 通径分析分解表(2009-2015年)

	作用通径	计算	计算结果	百分比
直接作用(知情交易)	$x \rightarrow z$	0.023 8	0.023 8	261.53%
	$x \rightarrow y_1 \rightarrow z$	$(-0.322 1) \times 0.047 4$	-0.015 3	-168.13%
	$x \rightarrow y_2 \rightarrow z$	$0.336 9 \times 0.009 4$	0.003 2	35.16%
间接作用	$x \rightarrow y_2 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.336 9 \times 0.015 8 \times (-0.197 3)$	-0.001 1	-12.09%
	$x \rightarrow y_7 \rightarrow z$	$0.499 1 \times 0.002 1$	0.001 1	12.09%
	$x \rightarrow y_7 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.499 1 \times 0.026 7 \times (-0.197 3)$	-0.002 6	-28.57%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow z$	$0.070 8 \times (-0.011 6)$	-0.000 8	-8.79%
	$x \rightarrow y_4 \rightarrow c \rightarrow z$	$0.070 8 \times (-0.061 4) \times (-0.197 3)$	0.000 8	8.79%
总效应			0.009 1	100%

注:根据图3中各变量的路径构成以及表5的系数值,计算出变量(x)对变量(z)的路径效应在总效应中的百分比。

## 六、研究结论及未来展望

本文选取从2006年至2015年深沪A股的数据作为样本,采用SEM通径分析法,从知情交易者、噪声交易、公司治理三个途径,分析机构持股行为与公司特质风险之间的影响机理。研究结论与研究意义如下:

(1)机构投资者对公司特质风险存在两种效应,即刺激效应和抑制效应,前者大于后者,两者呈正相关性。简而言之,随着机构持股比例的增加,公司特质风险逐渐上升。

该结论的意义在于,本文从机构持股行为的视角,明晰了公司特质风险的信息内涵:它既包含了私有信息,也包含了市场的噪声交易,与公开信息披露质量负相关。基于实证结果的分析,刺激效应是指机构投资者通过私有信息套利,提高股价信息含量,刺激公司特质风险上升;而抑制效应则是指机构投资者通过伪羊群效应或知情交易,对冲市场噪声交易规模,或通过提高信息质量降低私有信息套利效率,从而抑制公司特质风险水平。简而言之,机构投资者抑制了市场噪声交易水平,对于私有信息套利则分别存在刺激和抑制的作用。

(2)基于三种途径,机构投资者公司特质风险的影响程度依次为知情交易者、伪羊群效应、公司治理,而知情交易者的作用远远超过后两者。

该结论说明,目前在我国资本市场中,机构投资者的参与角色仍然以知情交易者的身份存在,而其公司治理角色较弱,并且对特质风险存在双重影响。一方面,机构持股改善了企业的公司治理水平,促使公开信息披露质量提升,抑制了特质风险的上升趋势;另一方面,机构投资者出于自身利益最大化,与管理者或大股东存在合谋,进行私有信息套利,刺激了公司特质风险的上升趋势。

本文针对公司特质风险影响因素的研究,打破了已有文献惯用的“黑箱”研究范式,明晰了两者之间的影响机理。在理论层面,厘清了公司特质风险与股价信息之间的关系,为进一步探究其影响因素及经济后果奠定了研究基础;在政策层面,深入剖析了机构投资者在资本市场中的作用,尤其是它对公司治理机制存在的作用。同时,为今后监管部门在维护市场稳定、进一步发展机构投资者、逐步完善资本市场制度建设提供了借鉴。基于上述分析,本文仍有值得进一步研究的空间。首先,不同类型的机构持股的投资特征差异性较大,如信息处理、投资风格、公司治理等方面表现不一,它们对公司特质风险的影响机制是否存在差别,将是未来的研究方向;其次,由于知情交易收益的对立,机构投资者之间存在信息竞争,并由此产生差异化的交易行为,那么信息竞争对公司特质风险是否存在影响,这也将是未来重要的研究方向。

#### 主要参考文献:

- [1] 高敬忠,周晓苏. 管理层持股能减轻自愿性披露中的代理冲突吗?——以我国A股上市公司业绩预告数据为例[J]. 财经研究,2013,(11).
- [2] 花冯涛. 公司特质风险能够影响企业的投资行为吗?——基于融资约束的视角[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版),2018,(1).
- [3] 花冯涛. 真实盈余管理、公司信息质量和环境不确定性——基于深市A股的经验研究[J]. 中国经济问题,2017,(3).
- [4] 孔东民,孔高文,刘莎莎. 机构投资者、流动性与信息效率[J]. 管理科学学报,2015,(3).
- [5] 林树,陈浩. 产权性质、机构持股与应计异象——基于我国A股上市公司的研究[J]. 山东社会科学,2016,(9).
- [6] 宋玉,范敏虹. 机构投资者持股、未来盈余与股价信息含量——兼论证券投资基金和QFII的影响差异[J]. 华东经济管理,2013,(1).
- [7] 吴昊旻,谭伟荣,杨兴全. 公司治理环境、产品市场竞争与股票特质性风险[J]. 会计论坛,2014,(2).
- [8] 肖浩,孔爱国. 增加管理层薪酬补偿能提高股价信息含量吗?[J]. 财经研究,2014,(3).
- [9] 游家兴,汪立琴. 机构投资者、公司特质信息与股价波动同步性——基于R2的研究视角[J]. 南方经济,2012,(11).
- [10] 袁知柱,鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量[J]. 管理科学,2009,(1).
- [11] 曾颖,陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究,2006,(2).
- [12] 张强,杨淑娥. 噪声交易、投资者情绪波动与股票收益[J]. 系统工程理论与实践,2009,(3).
- [13] 张谊浩,陈一童. 开放式股票型基金的本地偏好研究[J]. 中国经济问题,2016,(4).
- [14] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Kinney W R, Lafond R. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(1): 1-43.
- [15] Bikhchandani S, Sharma S. Herd behavior in financial market[J]. IMF Staff Papers, 2001, (47): 279-310.
- [16] Boehmer E, Kelley E. Institutional investors and informational efficiency of prices[J]. Review of Financial Studies, 2009, (35): 63-94.
- [17] Brandt M W, Brav A, Graham J R, Kumar A. The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(2): 863-899.
- [18] Brown G, Kapadia N. Firm-specific risk and equity market development[J]. Journal of Financial Economics,

- 2007, 84(2): 358–388.
- [19] Campbell J Y, Lettau M, Malkiel B G, et al. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic Risk[J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(1): 1–43.
- [20] Chang E C, Dong S. Idiosyncratic volatility, fundamentals, and institutional herding: Evidence from the Japanese stock market[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2006, 14(2): 135–154.
- [21] Dennis P, Strickland D. The determinants of idiosyncratic volatility[R]. Working Paper. 2005.
- [22] Fama E, French K. New lists: Fundamentals and survival rates[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, (73): 229–269.
- [23] Gebhardt W, Lee C, Swaminathan B. Towards an ex-ante cost of capital[J]. *Journal of Accounting Research*, 2001, 39(1): 135–176.
- [24] Hu C H, Liu S S. The implications of low R2: Evidence from china emerging markets[J]. *Finance and Trade*, 2013, 49: 17–32.
- [25] Huang H W, Dao M, Fornaro J M. Corporate governance, SFAS 157 and cost of equity capital: Evidence from US financial institutions[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2016, 46(1): 141–177.
- [26] Miyajima H, Hoda T. Ownership structure and corporate governance: Has an increase in institutional investor ownership improved business performance? [J]. *Public Policy Review*, 2015, (11): 227–251.
- [27] Xu Y, Malkiel B. Investigating the behavior of idiosyncratic volatility[J]. *Journal of Business*, 2003, 76 (4): 613–644.

## How Does Institutional Investors Affect Corporate Idiosyncratic Risk: Stimulatory or Inhibitory Role? Experimental Evidence Based on Path Analysis

Hua Fengtao

(School of Economics and Management, Anhui Normal University, Anhui Wuhu 241003, China)

**Summary:** The behavioral characteristics of securities investors have important effects on corporate idiosyncratic risk because it is the key media from any point of view to explain the formation mechanism of idiosyncratic volatility that has already been an emerging field in finance. Institutional investors have significant impacts on stock price volatility based on their professional competence, information superiority and capital strength, so there is an inevitable connection between institutional investors and corporate idiosyncratic risk. Although the previous literature also involves the relationship between institutional investors and corporate idiosyncratic risk, the conclusions are different because institutional investors are monotonous in the securities market in some studies, and the “black box” paradigm has been used to analyze the impact of institutional investors on corporate idiosyncratic risk. Corporate idiosyncratic risk is not only related to stock price informativeness, but also the result of noise trading. Institutional investors are not only the informed traders, but also the important force of corporate governance in the securities market, and these two roles have distinct effects on stock price informativeness and noise trading. In fact there are multi-channel impact mechanisms. Based on this idea, using a sample of listed companies

(下转第101页)

the conclusion more insight and explanatory, providing a reference for future research. Secondly, we take unlawful experience of a secretary at a provincial level as a measure of the honesty of an anti-corruption agency, and test its impact on the anti-corruption effort. This research has made an important supplement to the existing literature and has strong practical significance. The policy implications of this paper are obvious: because an “airborne” secretary from the central government can improve the independence of anti-corruption agencies and improve the efficiency of anti-corruption, it should further strengthen the discipline of the vertical management system, further extend the scope of vertical management to the municipal and county commissions for discipline inspection, and enhance the independence of the anti-corruption institutions from a government point of view. At the same time, we should strengthen the selection and management of the staff of the anti-corruption agencies, and ensure the honesty of the anti-corruption institutions themselves. The conclusions of this paper provide empirical evidence and theoretical support for China’s anti-corruption work, and have important policy implications for the long-term reform of the corruption governance mechanism.

**Key words:** commission for discipline inspection; anti-corruption effort; independence; honesty

(责任编辑: 王西民)

---

(上接第56页)

in Chinese stock exchanges from 2006 to 2015, and through SEM method analysis, this paper analyzes the impact of institutional ownership behavior on corporate idiosyncratic risk by the way of informed trading, noise trading, and corporate governance. And it arrives at the conclusion as follows: institutional investors affect corporate idiosyncratic risk by the way of combined effects of stimulation and inhibition. Stimulatory effect means institutional investors as informed traders promote corporate idiosyncratic risk, and inhibitory effect is that institutional investors reduce the level of corporate idiosyncratic risk by the way of a reduction in noise trading and optimization of corporate governance. And the former effect is greater than the latter effect, so the overall effect shows that institutional shareholding has a positive effect on corporate idiosyncratic risk. It clarifies the internal mechanism of institutional investors on corporate idiosyncratic risk, and also shows that the function of corporate governance of institutional investors still needs to be improved in China’s capital market.

**Key words:** institutional shareholding; idiosyncratic risk; path analysis; corporate governance; noise trading

(责任编辑: 王西民)