

应计信息、机构投资者反应与股票错误定价^①

王磊¹, 孔东民²

(1. 上海对外经贸大学金融管理学院, 上海 201620; 2. 中南财经政法大学金融学院, 武汉 430073)

摘要: 利用日内交易数据构建订单流不平衡指标, 考察机构投资者对上市公司应计信息的即时反应情况及对股票价格产生的影响。结果表明, 机构投资者在公司意外盈余为正的前提下, 根据应计利润水平采取反转交易策略, 买入(卖出)低(高)应计公司股票; 受机构投资者交易行为的影响, 低应计(高应计)公司股价在盈余公告后短期内上涨(下跌), 在公告后长期则下跌(上涨), 股价在整个区间内经历反转; 通过构建套利组合研究发现, 公司应计对股票盈余公告后长期收益的正向预测能力, 不能完全被基于风险的资产定价模型所解释, 说明机构投资者的交易行为造成股价过度反应, 导致市场对公司应计项目错误定价。

关键词: 应计信息; 机构投资者; 错误定价

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)03-0080-18

0 引言

应计异象是指股票价格对公司应计项目信息存在滞后反应的趋势, 当公司应计项目较高(较低)时, 股票未来收益较低(较高)。Sloan^[1]认为, 造成这种现象的原因在于, 盈余组成中应计部分的持续性要低于现金流部分, 但市场“功能锁定”于会计盈余, 无法识别这种差异, 从而导致应计项目被高估, 现金流被低估。自应计异象被发现以来, 一直受到学术界的广泛关注, 研究表明, 应计项目对股票收益的预测能力无法被经典的资产定价模型所解释, 原因在于市场对盈余成分的错误定价, 作为股票市场最普遍的价格异象之一, 上市公司的应计效应已经对传统的资产定价理论构成严重挑战^[2-6]。

近期兴起的投资者有限注意理论, 为解释应计异象提供了新的视角。由于受有限的时间、精力和信息处理能力制约, 投资者在处理信息时具有选择性, 他们倾向利用能够引起其注意力的信

息, 忽略那些有用但不显著的信息, 而只有被投资者注意到的信息才会影响并最终反映在资产价格中^[7]。根据上述分析, 注意力受限投资者对盈余组成部分的关注不足导致要素信息无法纳入股票的估值过程, 高(低)应计项目公司被高(低)估, 市场产生过度反应, 随着市场错误定价被纠正, 高(低)应计项目公司的股票在未来获得低(高)收益。如果有限注意是应计异象产生的原因, 那么不同注意力水平的投资者与应计项目定价之间就存在着一定的关系。

鉴于上述分析, 本文拟考察机构投资者对公司应计信息的反应情况及对股票价格产生的影响, 研究应计项目、机构投资者交易行为与股票价格之间的关系, 一方面对理论预期给予实证检验, 另一方面可以对机构投资者的信息解读能力做出直接判断。选择机构投资者作为研究对象, 主要考虑到与注意力受限的个人投资者相比, 机构是经验丰富的投资者, 拥有专业的团队、先进的择股技术和科学的投资理念, 因此, 机构投资者基本上

① 收稿日期: 2015-05-29; 修订日期: 2016-02-14。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71203139; 71372130); 中组部“万人计划(青年拔尖人才)”资助项目。

作者简介: 王磊(1982—), 男, 安徽绩溪人, 博士, 副教授。Email: Leslie@sui-be.edu.cn

不受有限注意力的制约^[8]。如果机构有能力关注和解读盈余构成要素等信息,并及时地做出反应,那么机构投资者的交易行为有助于应计信息以更快的速度反映在资产价格中,减轻甚至消除应计异象,促进价格发现,提高股票市场定价效率。

本文首先分析了应计异象的成因,发现有限关注理论可以为上市公司应计异象提供合理的解释,当投资者对上市公司关注不足时,高(低)应计项目公司股价被高(低)估,股票在公告后的长期收益与公司应计呈负向关系。接着,利用股票日内交易数据考察机构投资者对应计信息的即时反应及所产生的经济影响。具体分为以下三个步骤:第1,根据交易规模区分投资者类型,利用日内交易数据构建订单流不平衡指标,以此衡量机构投资者交易行为,考察机构在盈余公告期间的净买入与公司应计水平之间的关系,发现机构在公司意外盈余为正的前提下,根据应计利润水平采取反转交易策略;第2,研究机构上述交易行为对应计定价的影响,发现在机构投资者交易行为的影响下,股票在公告后短期内的收益与公司应计呈负向关系,但在长期则表现出正向关系;第3,基于公司应计对股价的正向预测能力构造套利组合,发现该组合的收益不能完全被基于风险的资产定价模型所解释,说明机构投资者的交易行为造成股价过度反应,导致市场对公司应计项目错误定价。

论文的探索性表现如下:首先,鉴于机构投资者在资本市场中的重要作用,国内学者从流动性成本、股价联动性、市场情绪等方面对其信息解读能力做了丰富的研究,并已取得重要成果^[9-11],与这些文献不同,本文是从投资者有限关注的理论视角来考察机构对盈余构成要素的识别能力;其次,相关的国外文献考察机构投资者对应计利润水平的反应情况,这些研究基本上采用机构对股票的季度持股比例来衡量投资者交易行为,在相关的回归模型中,因变量滞后自变量至少3个月,在此区间内,投资者的交易行为会受到其他变量的影响,受到数据的限制,这些因素在研究过程中往往无法被剔除^[12]。本文采用日内高频交易数据,避免了以往研究采用持股比例指标带来的噪音信息,使在短暂的时间窗口内衡量投资者对信息的及时反应成为可能。

1 文献回顾与研究假说

Hirshleifer等^[13]通过理论模型分析投资者有限关注与会计信息市场反应之间的关系,在他们构建的模型中,投资者分为三种类型,第一种类型投资者忽视当期盈余信息,第二种类型投资者关注盈余信息,但不能辨别盈余的构成要素(应计项目和现金流),第三种类型投资者能关注盈余信息及其构成要素;理论分析认为,投资者忽视盈余信息引起盈余公告后价格漂移,忽视盈余构成要素可导致应计和现金流异象,因此,第二种类型投资者的比例与应计异象程度正相关,而第三种类型投资者的比例与应计异象程度负相关。

机构投资者被视为精明的交易者,具备对盈余信息的解读能力,这在理论研究中已获得共识^[14],但机构面对应计信息的交易行为研究仍处于起步阶段,一些文献考察了不同类型机构投资者对公司应计信息的反应情况。Collins等^[15]以持股比例变化衡量机构投资者的交易行为,研究发现,短期型机构投资者持股比例变动与公司应计利润水平负相关。Lev和Nissim^[16]的研究也有类似的发现,短期型机构投资者能够对应计信息做出积极的反应,但程度比较微弱,可能的原因在于机构投资者出于谨慎人规则或者流动性的考虑,而不愿意交易应计利润处于极端水平的公司。

上述文献考察了应计信息公布以后三个月甚至更长的时间内,机构投资者对公司持股比例的变动,发现两者之间存在负向关系,从而认为机构投资者能够正确解读并利用应计信息。但这些研究忽略了一点,与应计项目密切相关的其他指标,也可能影响到机构对股票的持股比例,换言之,上市公司应计利润与未来的盈余水平或收益负相关,而后者可能才是引起机构投资者对股票持股比例变化的原因。因此,仅考察公司应计水平与滞后期机构持股比例二者的关系,并不能排除噪音信息可能产生的影响。

Ali等^[17]从不同的视角对机构投资者的信息解读能力做出判断,如果机构投资者能识别应计信息并积极反应,那么精明的机构投资者应持有更高比例的低应计公司股票,从而获得更高的投

资收益,作者发现分散程度低、投资回报波动大的基金倾向持有低应计公司股票,考虑交易成本和风险因素后,这些机构投资者能获得高达2.83%的年超额收益,这说明部分激进型机构投资者能利用应计异象获得超常回报。但上述研究方法还是无法完全消除其他变量的影响,比如研究者也发现,根据公司应计水平和账面市值比分组均产生类似的结果,在这两个变量高度(负)相关的情形下,上述研究结果不足以说明基金对应计信息的识别能力,因为基金也可能是偏好持有价值股(低应计水平公司)而获得超常回报。

近期兴起的有限注意理论认为,注意力是一种稀缺的认知资源^[18]。由于有限的时间和信息处理能力,个人投资者往往只关注能引起其注意的信息,而忽视对其缺乏吸引力的信息,与此不同,机构投资者拥有专业的团队和先进的择股技术,基本上不受有限注意的制约^[8]。后续研究通过考察投资者在盈余公告期间的微结构交易行为进而对其信息解读能力做出判断。Frazzini和Lamont^[19]发现,机构投资者能预见个人投资者交易行为,机构在盈余公告前(后)先于个人买入(卖出)股票,从而利用股票盈余公告溢价现象。王磊和孔东民^[20]的研究表明,如果个人投资者在盈余公告期间某个交易日大幅增持某股票,机构投资者则在次日对该股票采取减仓策略,原因在于机构投资者意识到个人投资者净买入可导致市场过度反应,为了避免股价反转造成投资亏损而做出反向调整。

与采用季度持股比例衡量机构投资者交易行为相比,上述文献因为采用日内数据使得在更短暂的时间窗口内考察投资者交易行为成为可能,虽然研究对象未涉及应计项目,但结果足以说明机构应对盈余信息的及时性和准确性。结合两方面的研究,本文认为机构投资者有能力对应计信息进行正确解读和及时回应。当然,机构投资者在解读应计信息时,会对公司的盈余水平进行总体把握,因为Collins和Hribar^[21]发现,应计异象不同于盈余公告后价格漂移现象,当上市公司每股盈余在相当程度上低于预期时,无论应计项目

高低,股票在未来的收益表现都较差。换言之,当意外盈余为负,即便是应计项目很低的股票,也无法获得正的超常收益。因此,如果精明的机构投资者意识到这一点,同时面临卖空限制,机构尽可能交易意外盈余为正的公司股票^②。本文对机构投资者的信息解读能力做出如下判断。

假说1 机构是经验丰富的专业投资者,在公司意外盈余为正的前提下,买入(卖出)低(高)应计水平公司股票。

如果机构投资者能正确解读并利用应计信息,那么其交易行为将对应计利润的定价产生影响。Collins等^[15]以机构投资者持股比例作为投资者成熟度的代理指标,研究发现,股票的机构持股比例越高,应计异象的程度越小,说明机构投资者通过知情交易行为促进了价格发现,投资者成熟度有利于减轻市场对应计的误定价。饶育蕾等^[22]以机构投资者持股比例作为衡量投资者对盈余组成部分关注度的代理指标,研究结果表明,低关注投资者则对应计做出高估的定价。上述研究以机构投资者持股比例作为投资者成熟度或关注度的代理指标,或分组考察不同应计水平公司在未来获取的投资回报差异,或采用Mishkin^[23]检验方法考察投资者异质对应计异象的影响,基本上认为机构持股比例越高的股票,应计错误定价的程度越低,机构投资者能起到稳定市场的作用,符合有效市场理论对机构投资者角色的界定。

然而,行为金融的研究表明,虽然机构投资者是知情交易者,但并不总是能起到稳定市场的作用。Jiang^[24]的研究发现,机构投资者往往根据“价值模糊”(value ambiguity)的信息进行交易,这些信息反映投资者意见分歧程度,如果信息是利好(利空)的,机构投资者表现出买入(卖出)行为,加重了市场过度反应,引起更大幅度的价格反转。Dasgupta等^[25]发现,机构投资者持续性交易与股票长期收益呈负向关系,被机构持续卖出(买入)的股票在长期会经历价格上涨(下跌)。Brown等^[26]发现,分析师上调(下调)评级,机构表现出买入(卖出)羊群行为,股价短期内上涨(下跌),

② 具体而言,当未预期盈余为负时,机构投资者不会卖出其中的高应计项目股票,因为机构未持有或者由于存在卖空限制而无法做空该类型股票;机构投资者也不会买入其中的低应计项目股票,因为该类型股票在未来不能获得正的超常收益。

在长期表现出反转,说明机构根据分析师评级调整产生的羊群行为,可导致市场过度反应. 孔东民等^[27]的研究也发现,机构投资者利用私有信息表现出来的交易行为容易被模仿,产生羊群效应减弱了信息效率.

因此,机构投资者对应计定价的影响存在以下可能性:首先,机构投资者买入(卖出)低(高)应计项目公司股票,对缓解低(高)应计公司被低(高)估存在着积极作用,但机构大额买入或者卖出会造成股价过度反应,引起市场对公司应计信息错误定价,具体而言,机构强烈买入(卖出)低(高)应计公司,引起低(高)应计公司股票价格在短期大幅上涨(下跌),市场发生过度反应,随着投资者回归理性,股价在长期实现反转,低(高)应计公司股票获得低(高)收益. 基于上述分析,本文提出关于机构投资者交易行为与应计定价的第二个研究假设.

假说2 机构投资者基于公司应计的反转交易行为,导致低应计(高应计)公司股价在盈余公告后短期内上涨(下跌),在公告后长期则下跌(上涨),市场发生过度反应.

2 研究设计

2.1 样本选择和数据来源

考虑到机构投资者的迅速发展壮大,在2001年前后,本文选取2001年~2010年间在沪深两市交易的A股主板公司为研究样本,并以上市公司年报公告日作为事件日,考察机构投资者对公司年报应计信息的反应情况,及对股票价格的影响. 样本筛选标准如下:1)剔除金融类上市公司;2)剔除年报公告日期缺失的样本;3)剔除本年度报告公布日在次年4月30号以后的样本;4)剔除账面市值比为负以及其他控制变量缺失的样本;5)样本需要在年报公告前后各1年的区间内,有完整的市场回报率和交易量数据;最终获得7859个公司的年度观测值. 本文采用日内高频交易数据衡量投资者行为,该数据主要包括如下字段:股

票代码、交易日期、成交时间、成交价格、成交量、成交金额、五个委买报价、五个委卖报价以及各报价上的委托数量^③. 日内交易数据来自锐思数据库,上市公司财务数据和股票日收益、交易量数据来自国泰安数据库(CSMAR).

2.2 变量设计

2.2.1 应计和盈余指标

根据 Sloan^[1]的方法, i 公司在 t 年度的应计利润为

$$ACL_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta Cash_{i,t}) - (\Delta CL_{i,t} - \Delta STD_{i,t} - \Delta TP_{i,t}) - Dep_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $\Delta CA_{i,t}$ 表示总流动资产的变动, $\Delta Cash_{i,t}$ 表示现金和现金等价物的变动, $\Delta CL_{i,t}$ 表示流动负债的变动, $\Delta STD_{i,t}$ 表示流动负债中短期负债的变动, $\Delta TP_{i,t}$ 表示应付所得税的变动,这里所说的变动是指按项目的本期数减去上期数, $Dep_{i,t}$ 表示本期计提的折旧和摊销. 接着,利用本年度的资产总额对上述计算所得的应计利润标准化处理,下文进行回归分析时,将各年度样本按照 ACL 进行十分位点分组,以样本所属组别的序数值($RACL$)进入回归方程,具体设计方法是,将每个年度的样本按照标准化的 ACL 由低到高进行十等分,样本所属组别的序数值为 $RACL$,当公司的 ACL 属于最低组时, $RACL = 1$,当公司的 ACL 分值属于最高组时, $RACL = 10$,其他公司的 $RACL$ 取值以此类推.

除了应计利润以外,投资者也可能关注年报的信息属性,本文采用随机游走模型估计的标准化意外盈余对此进行识别,具体计算方法如下

$$EPS_{i,t} = EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

上式中, $EPS_{i,t}$ 和 $EPS_{i,t-1}$ 分别表示 i 公司在 t 和 $t-1$ 年度的每股盈余,假定 $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$,则公司 t 年度的预期每股盈余 $E(EPS_{i,t}) = EPS_{i,t-1}$,因此 i 公司 t 年的标准化意外盈余为

$$SUE_{i,t} = (EPS_{i,t} - E(EPS_{i,t})) / P \\ = (EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}) / P \quad (3)$$

其中 P 为 t 年度年报公告前第5个交易日的收盘

^③ 2003年12月8日,上海和深圳证券交易所对交易规则进行了改革,由此前的“三档”电子实时行情扩充到“五档”电子实时行情,投资者自此可以观察到委托单簿上五个最优买卖盘档位的实时行情. 本文采用的日内高频交易数据时间跨度为10年,形成的研究样本量达7859个,这些为下文实证结果的可靠性提供了保证.

价格. 将 $SUE > 0$ 的年报定义为好消息, $SUE \leq 0$ 的年报定义为坏消息. 按照研究惯例, 下文涉及日期指标时, 以 $d = 0$ 表示盈余公告当日, $d < 0$ ($d > 0$) 表示盈余公告前(后)第 d 个交易日.

2.2.2 投资者交易行为

借鉴市场微观结构领域的研究方法, 以交易规模(单笔成交金额)作为划分交易者类型的标准, 如确定某一金额为分界点, 单笔成交金额小于分界点的界定为个人散户投资者, 单笔成交金额大于分界点的则界定为机构大户投资者. 在此过程中, 会存在以下两类错误: 将个人投资者误划入机构投资者, 定义为 I 类错误; 或将机构投资者误划入个人投资者, 定义为 II 类错误. 显然, 提高分界点, 可以降低 I 类错误, 但增加 II 类错误, 损失研究机构投资者的有效样本; 降低分界点, 可以降低 II 类错误, 但增加 I 类错误, 损失研究个人投资者有效样本. 本文的研究对象是机构投资者, 因此需要提高分界点以减少 I 类错误, 但应避免损失过多的有效样本. 徐龙炳^[28]、徐浩峰和朱松^[29]采用类似方法研究了机构投资者交易行为.

参考 Wang 等^[30]分析中国股市投资者交易行为特征时的做法, 本文根据交易规模将投资者分为四种类型: 1) 单笔成交金额小于 10 万元的交易视为个人投资者发起; 2) 单笔成交金额在 (10 万, 30 万] 区间的定义为中等偏小规模交易; 3) 单笔成交金额在 (30 万, 50 万] 区间的定义为中等偏大规模交易; 4) 单笔成交金额超过 50 万元的交易视为机构投资者发起. 当成交金额处于中间区域 (10 万, 50 万] 时, 交易者可能是机构也可能是个人投资者, 因此, 本文对 2) 和 3) 两种交易规模的投资者类型不做具体识别. 简言之, 上述各类型投资者定义如下: 个人投资者 $Ind(T \leq 10 \text{ 万})$, 中等偏小额投资者 $Uni1(10 \text{ 万} < T \leq$

30 万), 中等偏大额投资者 $Uni2(30 \text{ 万} < T \leq 50 \text{ 万})$, 机构投资者 $Ins(T > 50 \text{ 万})$.

本文在附表 1 中对不同交易规模投资者的成交情况做了描述性统计, 可以说明上述识别方法的合理性: 首先, 根据《中国资本市场发展报告》披露的数据, 在沪深证券交易所市场上, 2007 年现金及持股市值在 100 万以下的个人投资者完成的交易金额占总交易额的 73.6%. 换言之, 机构投资者交易金额占比为 37.4%, 这与附表 1 中大额投资者(单笔成交金额超过 50 万)交易占比为 36.16% 基本上相符; 其次, 虽然分界点是 50 万元, 但从附表 1 中可以看出, 大额投资者单笔的评价成交金额为 119.56 万元, 这与实务界在分析个股资金流向时采取的方法比较一致, 如和讯财经将单笔成交金额在 10 万以下定义为散单, 是一般性散户行为, 单笔成交金额在 100 万元以上定义为大单, 反映出明显的机构投资者成交行为.

对高频交易数据的处理步骤如下: 第一, 根据 Lee 和 Ready^[31]的方法区分订单的交易方向, 如单笔交易的成交价格大于(小于)前一笔交易最优买卖报价的中点, 则该笔交易由买方(卖方)发起; 如成交价格等于买卖报价的中点, 则采用标记检验(tick test)的方法来进行区分, 当前成交价格高于(低于)前一笔成交价格的交易视为买方(卖方)发起; 第二, 考虑到机构投资者的单笔大额交易可能是由于交易对手方的委托单金额小而且分散, 为了减少 II 类错误, 本文将时间间隔在 6 s 以内且连续的、买卖方向相同、价格相同的成交记录合并^④, 视为同一笔交易; 第三, 参考 Battalio 和 Mendenhall^[32]的方法, 以机构投资者在盈余公告期间相对于公告前后正常水平的超常净买入作为交易行为的衡量指标(NB_{ins})

$$NB_{ins} = \frac{Event (Buy - Sell)_{ins} - \frac{1}{2} [Pre (Buy - Sell)_{ins} + Pos (Buy - Sell)_{ins}]}{\frac{1}{2} [Pre (Buy + Sell)_{ins} + Pos (Buy + Sell)_{ins}]} \quad (4)$$

式(4)中, $Event (Buy - Sell)_{ins}$ 为投资者在盈余公告期间 $[-1, 1]$ 上的净买入, 以买卖方驱动的

交易金额之差来衡量 $Pre (Buy - Sell)_{ins}$ 和 $Pos (Buy - Sell)_{ins}$ 分别表示投资者在盈余公告前

④ 将间隔时间确定为 6 s, 主要是因为本文采用的是 6 s 间隔分笔成交数据快照.

$[-31, -29]$ 和公告后 $[29, 31]$ 区间上的净买入, $\frac{1}{2} [Pre (Buy + Sell)_{ins} + Pos (Buy + Sell)_{ins}]$ 是投资者在上述两个区间上成交量的平均数, 而成交量则以买卖双方驱动的交易金额之和衡量. 其他类型投资者的交易行为度量指标以此类推, 与投资者类型相对应, 分别定义为 NB_uni2 , NB_uni1 和 NB_ind .

如上所述, $[-1, 1]$ 是事件窗, $[-31, -29]$ 和 $[29, 31]$ 是基准窗, 基准窗反映投资者在公告前后的正常交易水平, 选择公告前后第 30 个交易日作为基准窗的中心, 主要是考虑到上市公司在 4 月份披露一季报, 如果基准窗口距年报披露日期太近, 那么机构投资者在右侧基准窗内的净买入指标很有可能会受到一季报的影响. 这样一来, 基准窗就无法反映投资者在公告后的正常交易水平, 导致 NB_ins 不能准确度量机构投资者在盈余公告期间的超常净买入^⑤.

2.2.3 购买并持有收益

股票的价格反应以投资者购买并持有股票的超额收益 (buy-and-hold abnormal return, BHAR) 衡量, 首先, 根据股票在 $[-250, -31]$ 区间内的收益数据, 利用资本资产定价模型估计出股票的 β 系数; 接着, 计算股票在 $[h, H]$ 区间内的购买并持有超额收益, BHAR 衡量投资者购买股票后一直持有到考察期结束, 股票收益率超过基准组合收益率的那部分超额收益. 股票 i 在 t 年 $[h, H]$ 区间上的 BHAR 表示为

$$BHAR_{i,t}^{[h,H]} = \prod_{d=h}^{d=H} (1 + R_{i,d}) - 1 - \beta_{i,t} \left[\prod_{d=h}^{d=H} (1 + R_{m,d}) - 1 \right] \quad (5)$$

其中 $R_{i,d}$ 是股票 i 在 d 交易日的收益, $R_{m,d}$ 是 d 交易日经流通市值加权平均的市场收益率.

2.3 回归模型

在检验本文的研究假说之前, 本文首先考察应计异象的存在性, 具体模型如下

$$BHAR_{i,t}^{[h,H]} = \alpha_0 + \alpha_1 RACL_{i,t} + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} \times RACL_{i,t} + \sum_{k=1}^n \gamma_k CV_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

上式中, 因变量设为 $BHAR^{[0,30]}$, 考虑到应计异象可能存在于某个特殊的市场状态或者具备某些特征的样本当中, 基于投资者有限关注的理论视角, 模型 (6) 对影响应计异象程度的变量 (X) 加以控制, 分别是反映投资者注意力差异的熊牛市指标 ($BULL$), 年报披露滞后程度 (LAG), 以及投资者结构 (INV). 根据已有的研究文献, 当股市处于熊市状态时, 由于“鸵鸟效应”的存在, 投资者更容易忽略公司应计项目, 引起更强烈的应计异象^[33]; 年报披露越滞后, 投资者对盈余构成要素的注意力就越容易被分散^[34]; 此外, 个人投资者受有限注意力的制约, 往往忽视盈余的构成, 当上市公司的个人投资者持股比例较高时, 市场往往对应计做出过高的定价^[22].

股市周期 ($BULL$): 该指标为虚拟变量, 当年报公告日期处于熊市时, 取值为 1, 否则为 0. 股市周期根据 Pagan 和 Sossounov^[35] 提出的方法加以判断, 假定股市月度价格以 P_t 表示, 对数价格为 $p_t = \ln(P_t)$. 若 $p_{t-3} < p_{t-2} < p_{t-1} < p_t > p_{t+1} > p_{t+2} > p_{t+3}$, 表明 t 时刻对应着一个波峰. 若 $p_{t-3} > p_{t-2} > p_{t-1} > p_t < p_{t+1} < p_{t+2} < p_{t+3}$, 表明 t 时刻对应着一个波谷. 为了使诊断出的熊牛市状态真实地反映股市周期, 根据何兴强和周开国^[36] 采用该方法还需满足以下条件: 1) 牛熊市周期全程时长至少为 6 个月, 若牛熊市单程时长未超过 4 个月, 则股市逆转产生的升跌幅需超过 20%; 2) 消去连续波峰中价格较低者和连续波谷中价格较高者; 3) 不包括距离序列端点不足 4 个月的波峰和波谷、序列端点附近股价低于端点处股价的波峰、序列端点附近股价高于端点处股价的波谷.

年报披露滞后程度 (LAG): 首先计算年报披露日期与会计年度截止日期 (12 月 31 号) 间隔天数, 该指标值越大, 说明年报披露越滞后, 在进入回归方程时 LAG 采用虚拟变量的方式, 对每年度的样本按照年报披露滞后天数由低到高分 10 组, 如果样本属于最高的五组, 该变量取值为 1, 表示年报披露较为滞后, 否则为 0; 投资者结构 (INV): 对每年度的样本按照机构持股比例由低

⑤ 出于稳健性的考虑, 本文对其他基准窗做了检验, 左侧基准窗逐天右移 $[-30, -28], [-29, -27], [-28, -26], \dots, [-23, -21]$, 与此相对应, 右侧基准窗逐天左移 $[28, 30], [27, 29], [26, 28], \dots, [21, 23]$ 对上述各种情形进行检验, 发现结果保持一致.

到高分为 10 组,如果样本属于最低的五组,表明公司的机构持股比例较低,个人投资者持股比例较高,该变量取值为 1,否则为 0.除了引入变量 (X) 模型(6)还控制上述变量与 $RACL$ 相乘形成的交互项 $X \times RACL$,因此系数 β_2 可以用来判断投资者对上市公司关注程度差异对应计定价的影响.

此外,模型还控制了非流动性($ILLIQ$)、账面市值比(BM)和市值规模($Size$)等风险因素变量(CV),以及公司、年份效应,其中 BM 等于每股净资产除以收盘价, $Size$ 以股票市值(百万元为单位)的自然对数来衡量, $ILLIQ$ 根据 Amihud^[37] 的方法计算,该指标越大意味着股票交易成本越高,股票 i 在 t 年度年报公告前的非流动性为

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} |R_{i,t,d}| / V_{i,t,d} \quad (7)$$

其中 $R_{i,t,d}$ 和 $V_{i,t,d}$ 分别表示股票 i 在 t 年度年报公告前第 d 个交易日的回报率和交易量, $D_{i,t}$ 为考察区间的交易天数. $Illiq_{i,t}$ 以盈余公告前 30 个交易日的数据计算而得,随后将各年度样本按照指标值进行十等分,以样本所属组别的序数值进入回归方程.

检验机构投资者对应计信息反应情况(假说 1)的模型如下

$$NB_ins_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RACL_{i,t} + \sum_{k=1}^n \beta_k IA_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

上式中 α_1 衡量投资者是否对应计信息做出反应,为了考察机构投资者是否受有限注意力的制约,模型(8)引入可能影响投资者注意力水平的解释变量 IA : 1) 股票异常交易量(ABV),以股票在 $d = -2$ 交易日的交易量相对于公告前 $[-30, -3]$ 平均交易量的增长率来衡量; 2) 股票异常收益(ABR),以股票在 $d = -2$ 交易日收益率的绝对值来衡量,当股票交易量异常高或者收益处于极端值时,投资者往往对上市公司提高关注度^[8]; 对上述两个指标进行十等分,当样本属于最高组时,变量取值为 1,否则为 0; 3) 盈余公告披露集中程

度(NUM),以同一天披露盈余公告的公司数量来衡量,该数值越大意味着公告披露的集中程度越高,投资者的注意力更容易被分散^[34],对该指标进行十等分,以样本所属组别的序数值进入回归方程; 4) 周历效应(WKD)为虚拟变量,如果年报在周三以后发布,则取值为 1,否则为 0,当周末来临时,投资者对盈余信息的关注程度较低^[38].

如果假说 1 成立,那么当样本取好消息年报时,在模型(8)中, α_1 应该显著为负,当样本取坏消息年报时, α_1 应该不显著.此外,如果机构投资者也是注意力受限交易者,那么 β_k 应该显著异于 0,具体而言,如 IA 表示投资者高度关注变量, β_k 应该显著大于 0,如 IA 表示投资者注意力分散变量,则 β_k 应该显著小于 0; 但如果机构投资者的交易行为不受有限注意力的制约,那么 β_k 应该不显著.

检验机构投资者交易行为对应计定价影响的模型如下

$$BHAR_{i,t}^{[h,H]} = \alpha_0 + \alpha_1 RACL_{i,t} + \alpha_2 TRD_{i,t} + \alpha_3 TRD_{i,t} \times RACL_{i,t} + \sum_{k=1}^n \gamma_k CV_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(9)引入了虚拟变量 TRD 以反映机构根据应计信息进行反转交易的行为特征,即当样本的 ACL 较高,机构表现出强烈的卖出行为,或当样本的 ACL 较低,机构表现出强烈的买入行为,此时 TRD 取为 1,否则为 0^⑥. 其与应计利润变量产生的交互项 $TRD \times RACL$,该变量的系数 α_3 可以衡量机构投资者交易行为对应计定价产生的影响.为了全面考察机构投资者交易行为对应计定价的影响,在模型(9)中,年报引起的价格即时反应以 $BHAR^{[0,1]}$ 来衡量,滞后反应以 $BHAR^{[2,30]}$ 衡量,控制变量(CV)设计同上.

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

本文采用 Winsorize 方法对各连续型变量上

⑥ 在 $SUE > 0$ 的前提下,当样本的 ACL 属于最高的 3 组同时 NB_ins 属于最低的 3 组,或者当样本的 ACL 属于最低的 3 组同时 NB_ins 属于最高的 3 组时, TRD 取值为 1,否则为 0.

下 1% 的极端值进行了处理^⑦。表 1 是变量的描述性统计性结果, *NB_ins* 的均值为 0.125 0, 说明机构投资者在盈余公告期间表现出净买入行为; *SUE* 的均值小于 0, 说明研究样本的信息性质在平均意义上属于坏消息, *ACL* 的均值为负, 在 1% 的水平显著, 说明公司可能存在向下盈余管理的倾向; *BHAR*^[0,1] 的均值为负, 但 *BHAR*^[2,30] 的均值

为正, 说明年报引起的股价即时反应与滞后反应存在差别; *LAGT* 的均值接近 3, 说明样本公司披露年报的时间与会计年度截止日期平均间隔时间约为 3 个月, *INS* 的均值约为 0.193 6, 意味着机构投资者平均持有上市公司近 20% 的流通股份。 *BM* 和 *Size* 的各项指标也说明, 研究样本中价值股和成长股、小盘股和大盘股比例适中。

表 1 描述性统计

Table 1 Summary of description of variables

	观测数	均值	标准差	最小值	P ₂₅	中值	P ₇₅	最大值
<i>NB_ins</i>	7 859	0.125 0	1.436 8	-4.874 0	-0.321 3	-0.026 9	0.335 3	6.185 7
<i>SUE</i>	7 859	-0.003 6	0.040 5	-0.191 0	-0.010 3	0.000 3	0.007 9	0.142 0
<i>ACL</i>	7 859	-0.015 4	0.150 2	-0.325 9	-0.105 8	-0.025 9	0.057 7	0.498 9
<i>BHAR</i> ^[0,1]	7 859	-0.006 8	0.043 9	-0.114 0	-0.033 1	-0.009 5	0.016 4	0.123 6
<i>BHAR</i> ^[2,30]	7 859	0.011 9	0.160 5	-0.339 8	-0.080 2	-0.004 5	0.082 4	0.618 1
<i>LAGT</i>	7 859	2.927 2	0.753 8	0.833 3	2.500 0	2.966 7	3.566 7	4.000 0
<i>INS</i>	7 859	0.193 6	0.217 3	0.000 0	0.011 6	0.106 7	0.314 2	0.813 4
<i>ILLIQ</i>	7 859	0.137 9	0.174 1	0.004 6	0.032 3	0.072 2	0.168 1	0.994 0
<i>BM</i>	7 859	0.956 8	0.722 6	0.109 9	0.442 7	0.739 5	1.249 5	3.756 1
<i>Size</i>	7 859	7.236 2	1.075 6	5.204 3	6.462 0	7.125 2	7.884 7	10.322 0

注: *LAGT* 以年报披露日期与会计年度截止日期的间隔天数除以 30 来衡量, *INS* 表示机构投资者持股比例; P₂₅ 和 P₇₅ 分别表示 25% 和 75% 分位数。

3.2 投资者有限注意与应计异象

表 2 对应 *BHAR*^[0,30] 为因变量时模型(6) 的回归结果, 即对应计异象的存在性做出验证。在回归(1) 中, 当模型仅考虑非流动性、账面市值比和规模效应时, *RACL* 的系数虽然为负, 但并不显著。随着影响应计定价控制变量的依次加入, 相应的回归结果显示, 上市公司在一定的条件下表现出应计异象。在回归(2) 中, *RACL* 的系数 α_1 不显著, 但 *BULL* × *RACL* 的系数 β_2 为

-0.002 7, 在 5% 的水平上显著, 反映出当股市处于熊市周期时, 市场对高(低) 应计公司股价存在明显的高(低) 估。上述现象符合投资者有限关注理论对应计异象的解释, 当市场处于熊市状态时, 投资者“将头埋入沙堆”以避免额外信息的影响, 这就是所谓的“鸵鸟效应”^[33], 投资者的这种避险方式导致市场对公司应计信息关注不足而被低估, 随着市场回归理性, 公司应

⑦ 在数据处理过程中, 发现 *NB_ins*(*ACL*) 的分布存在较严重右(左) 偏, 因此对 *NB_ins*(*ACL*) 在 1%(2%) 以下和 98%(99%) 以上的极端值进行了 Winsorize 处理, 缩尾后变量基本上接近正态分布。当然, 本文也采用其他的分位点进行处理(如上下 1% 或 2%), 发现结论仍保持一致。

计对股价形成负向预测能力。

在回归 (3) 中, $LAG \times RACL$ 的系数 β_2 为 -0.0028 在 5% 的水平上显著, 说明年报披露越滞后, 公司应计异象越明显。根据前文的描述性统计, 当 LAG 取值为 1 时, 年报披露滞后会计截止日期在 3 个月以上, 即在 4 月份披露。联系上市公司信息披露的实际情况, 一方面, 3 月下旬至 4 月下旬是年报披露的高峰期, 不少公司在同一天披露年报; 另外一方面, 进入 4 月份, 公司一季报开始陆续披露, 部分公司在同一天公布上年度年报和本年度一季报, 这些因素均会分散投资者对盈余信息及构成要素的关注度, 导致公司应计

被忽视, 引发市场错误定价^[34]。

在回归 (4) 中, $INV \times RACL$ 的系数 β_2 为 -0.0025 显著程度接近 5%, 当机构持股比例较低时, 公司股东主要由个人投资者构成, 受有限注意力的制约, 散户投资者往往只关注盈余信息本身, 而忽视其组成部分, 导致高(低)应计公司股票被高(低)估, 随着市场回归理性, 股价发生反转, 高(低)应计公司股票获得低(高)收益。在控制变量方面, $ILLIQ$ 的系数显著为正, 反映出投资者在交易缺乏流动性的资产时需要收益上的补偿, BM 的系数显著为正, 表明上市公司存在账面市值比效应。

表 2 投资者有限注意与应计异象

Table 2 Limited investor attention and accrual anomaly

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cons.</i>	-0.0719** (-2.52)	-0.0628** (-2.07)	-0.0548* (-1.87)	-0.1066*** (-3.47)
<i>RACL</i>	-0.0003 (-0.51)	0.0008 (0.80)	0.0010 (1.00)	0.0010 (1.05)
<i>BULL</i>		-0.0004 (-0.04)		
<i>BULL × RACL</i>		-0.0027** (-2.03)		
<i>LAG</i>			-0.0011 (-0.14)	
<i>LAG × RACL</i>			-0.0028** (-2.07)	
<i>INV</i>				0.0233*** (2.79)
<i>INV × RACL</i>				-0.0025* (-1.91)
<i>ILLIQ</i>	0.0071*** (7.53)	0.0071*** (7.53)	0.0066*** (6.95)	0.0074*** (7.73)
<i>BM</i>	0.0084** (2.50)	0.0088*** (2.61)	0.0094*** (2.79)	0.0080** (2.39)
<i>Size</i>	0.0046 (1.55)	0.0045 (1.54)	0.0028 (0.95)	0.0072** (2.34)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0166	0.0172	0.0193	0.0176
N	7859	7859	7859	7859

注: 标准误经公司层面聚类处理, 括号内为 t 统计量, *, ** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

如前所述, 本节基于投资者有限关注理论视角, 对应计异象的存在性以及成因做了探讨, 发现有限关注理论可以为应计异象提供合理的解释,

当(个人)投资者对上市公司关注不足时,公司应计信息容易被忽略,高(低)应计项目公司被高(低)估,市场产生过度反应,随着投资者逐渐回归理性,市场错误定价被纠正,股票价格发生反转,高(低)应计项目公司的股票在未来获得低(高)收益。既然投资者有限关注能引发应计异象,那么专业的机构投资者能否对应计信息做出反应,从而利用市场对应计的错误定价获取更高的投资回报呢?下文将对此展开检验。

3.3 应计信息与机构投资者反应

3.3.1 单变量分析

鉴于机构投资者的交易行为受公司盈余的影响,本文在考察机构投资者对应计信息的反应时,需要同时考虑意外盈余指标,下文从相关性和回

归分析两个角度研究在年报公布以后的短期内,机构投资者对应计信息的反应所表现出的交易行为。首先是相关性分析,根据意外盈余区分信息属性 $SUE > 0$ ($SUE \leq 0$) 表示年报是好(坏)消息,接着按照单笔交易规模将投资者分为四种类型,如前所述,单笔成交金额超过 50 万元视为机构投资者发起,单笔成交金额在(30 万, 50 万]区间的视为中等偏大规模交易,单笔成交金额在(10 万, 30 万]区间的视为中等偏小规模交易,单笔成交金额小于 10 万元视为个人投资者发起。为了增强对比性,基于盈余信息性质分组,考察机构投资者和其他类型投资者在年报公告期间的超常净买入指标与 $RACL$ 的 Pearson 相关系数,结果见表 3。

表 3 机构投资者交易行为与公司应计的相关性分析
Table 3 Correlations analysis between institutions' trading and accruals

Panel A: $SUE > 0$	单笔交易规模			
	> 50 万	30 - 50 万	10 - 30 万	≤ 10 万
	NB_{ins}	NB_{uni2}	NB_{uni1}	NB_{ind}
$RACL$	-0.042 2***	0.004 5	0.018 9	0.028 8**
P 值	0.01	0.77	0.19	0.04
Panel B: $SUE \leq 0$	单笔交易规模			
	> 50 万	30 - 50 万	10 - 30 万	≤ 10 万
	NB_{ins}	NB_{uni2}	NB_{uni1}	NB_{ind}
$RACL$	-0.001 2	0.000 6	0.000 4	0.033 6**
P 值	0.94	0.97	0.98	0.02

注: * , ** 和 *** 分别代表 10% , 5% 和 1% 的显著性水平。

Panel A 对应盈余公告是好消息情形,当单笔成交金额超过 50 万时,机构投资者净买入 NB_{ins} 与公司应计的相关系数为 -0.042 2,在 1% 的水平上显著;与此形成对比,在中等交易规模类型中,投资者净买入 NB_{uni1} 和 NB_{uni2} 与公司应计的相关系数均不显著;而当单笔成交金额小于 10 万元时,投资者净买入与公司应计表现出显著正相关。Panel B 对应盈余公告是坏消息的情形,此时 NB_{ins} 指标与 $RACL$ 不存在相关性, NB_{ind} 与 $RACL$ 则表现出显著正相关。表 3 的结果说明,当盈余公告是好消息时,机构投资者净买入与公司应计水平存在显著负相关关系,但如果盈余公告是坏消息,两者不存在相关性。此外,按照成交

金额区分的其他类型投资者,其净买入行为与公司应计之间,或不存在相关性,或表现为正相关,这也说明上文所采取的分类方法能够比较好的识别出机构投资者。

3.3.2 多元回归分析

下文根据模型(8)分析应计对机构投资者净买入行为的影响,为了增强对比性,本文也分析了其他类型投资者的交易行为。表4是回归结果。Panel A 对应好消息样本,当因变量是机构投资者净买入 NB_ins 时, $RACL$ 的系数为 -0.0204 ,在 5% 的水平显著,但当以中等交易规模投资者净买入指标为因变量时, $RACL$ 的系数均不显著,当因变量是个人投资者净买入 NB_ind 时, $RACL$ 的系数为正,但显著性水平仅为 10%。

与此形成对比,在 Panel B 对意外盈余未超过 0 的样本进行分析时,当 NB_ins 为因变量时, $RACL$ 的系数不再显著。在控制变量方面,不同类型投资者在注意力受限程度上表现出显著差别:

当 NB_ins 为因变量时,反映投资者注意力水平的控制变量并未表现出显著性,但当 NB_ind 为因变量时, ABR 在 10% 的水平显著为正, NUM 和 WKD 则在 1% 和 5% 的水平上显著为负,说明个人投资者是注意力受限交易者,当注意力水平高度集中时,投资者表现出显著净买入行为,而当注意力被分散时,投资者净买入行为下降;机构投资者与此不同,在交易过程中基本上不受有限注意的影响。

表3的相关性分析和表4的回归结果表明,机构投资者不受有限注意的制约,具备对盈余信息构成要素的解读能力,机构投资者在公司意外盈余为正的前提下,能够对应计信息做出及时反应,根据公司应计项目采取反转交易策略,买入低应计股票,卖出高应计股票;与此形成对比,当意外盈余为负或等于 0 时,机构投资者的交易行为并不受公司应计水平的影响。上述结论支持上文提出的假说 1。

表 4 机构投资者交易行为的回归分析

Table 4 Regression analysis of institutions' trading

	Panel A: $SUE > 0$				Panel B: $SUE \leq 0$			
	NB_ins	NB_uni2	NB_uni1	NB_ind	NB_ins	NB_uni2	NB_uni1	NB_ind
<i>Cons.</i>	0.179 4 ** (2.09)	-0.019 3 (-0.36)	-0.031 5 (-1.08)	0.019 8 *** (3.00)	0.079 1 (0.91)	-0.014 3 (-0.27)	0.043 0 (1.37)	0.022 9 *** (3.43)
<i>RACL</i>	-0.020 4 ** (-2.43)	0.001 6 (0.29)	0.003 6 (1.10)	0.001 3 * (1.76)	-0.001 2 (-0.15)	0.000 6 (0.11)	0.000 5 (0.13)	0.001 6 ** (2.35)
<i>ABR</i>	0.029 5 (0.33)	-0.002 7 (-0.05)	-0.034 9 (-0.99)	0.008 2 (1.10)	0.088 7 (0.93)	-0.031 1 (-0.49)	-0.020 4 (-0.55)	0.010 8 * (1.71)
<i>ABV</i>	0.051 6 (0.49)	-0.111 3 * (-1.76)	0.032 5 (0.85)	0.018 4 ** (2.38)	-0.047 7 (-0.43)	-0.054 6 (-0.69)	-0.076 8 * (-1.92)	-0.001 1 (-0.14)
<i>NUM</i>	0.002 5 (0.33)	-0.001 6 (-0.30)	-0.001 1 (-0.35)	-0.001 5 ** (-2.14)	-0.000 9 (-0.11)	-0.005 8 (-0.98)	-0.006 3 * (-1.83)	-0.003 9 *** (-5.62)
<i>WKD</i>	-0.036 1 (-0.80)	0.002 5 (0.08)	-0.002 3 (-0.13)	-0.012 5 *** (-3.09)	0.005 9 (0.12)	0.014 9 (0.43)	-0.014 8 (-0.74)	-0.009 5 ** (-2.36)
<i>Yr. D</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.006 4	0.005 2	0.009 8	0.016 6	0.003	0.000 8	0.006 2	0.014 6
<i>N</i>	4 014	4 353	4 769	4 799	3 845	4 391	5 043	5 094

注: 标准误经公司层面聚类处理, 括号内为 t 统计量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

3.4 机构投资者交易行为与应计定价

3.4.1 多元回归分析

既然机构投资者能对公司应计项目做出积极的反应, 那么该行为会对股票价格产生什么影响? 本节根据模型 (9) 对此展开分析, 正如上文所提到的, 交互项 $TRD \times RACL$ 的系数可以反映机构投资者交易对应计定价的影响方向和程度。表 5 是回归结果, 回归 (1) 对应 $BHAR^{[0,1]}$ 为因变量时模型 (9) 的实证结果, 发现 $RACL$ 的系

数 α_1 显著为正, 但 $TRD \times RACL$ 的系数 α_3 显著为负, 而且 $\alpha_1 + \alpha_3 = -0.003 2$, 联合检验显示 ($\alpha_1 + \alpha_3$) 在 1% 的水平上显著为负 (F 值为 -49.19), 意味着当 $TRD = 1$ 时, $RACL$ 对 $BHAR^{[0,1]}$ 存在负向影响, 原因在于当公司应计水平较低 (较高) 时, 机构投资者大幅增仓 (减仓), 导致低应计 (高应计) 公司股价在短期内上涨 (下跌), 表现为股票收益在公告后短期内与公司应计呈负向关系。

表 5 机构投资者交易行为与应计定价

Table 5 Institutions' trading and accrual pricing

	(1)	(2)	(3)
	$BHAR^{[0,1]}$	$BHAR^{[2,30]}$	$BHAR^{[0,30]}$
<i>Cons.</i>	-0.026 5 *** (-3.50)	-0.041 9 (-1.54)	-0.069 0 ** (-2.41)
<i>RACL</i>	0.000 5 *** (2.63)	-0.000 9 (-1.21)	-0.000 4 (-0.51)
<i>TRD</i>	0.018 4 *** (4.84)	-0.056 7 *** (-5.66)	-0.038 6 *** (-3.51)
$TRD \times RACL$	-0.003 7 *** (-6.96)	0.004 2 *** (2.60)	0.000 6 (0.36)
<i>ILLIQ</i>	0.000 6 ** (2.42)	0.006 7 *** (7.39)	0.007 4 *** (7.80)
<i>BM</i>	0.000 6 (0.77)	0.007 3 ** (2.28)	0.008 1 ** (2.42)
<i>Size</i>	0.001 9 ** (2.45)	0.002 6 (0.91)	0.004 5 (1.54)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes
R^2	0.016	0.019 3	0.020 1
<i>N</i>	7 859	7 859	7 859

注: 标准误经公司层面聚类处理, 括号内为 t 统计量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

回归(2)对应 $BHAR^{[2,30]}$ 为因变量时模型(9)的实证结果, $RACL$ 的系数虽然为负,但未通过显著性检验, $TRD \times RACL$ 的系数 α_3 为 0.004 2, t 值显示在 1% 的水平显著为正,这与回归(1)的情形不同,当 $TRD = 1$ 时, $BHAR^{[2,30]}$ 与 $RACL$ 之间存在显著的正向关系. 说明机构基于公司应计水平采取的反转交易策略,对股价滞后反应和即时反应的影响方向完全不同,在盈余公告后 [2,30] 区间上,低(高)应计公司股票在年报公告后长期获得低(高)收益,即公司应计水平在长期对股票未来收益存在正向预测能力.

回归(3)对应 $BHAR^{[0,30]}$ 为因变量时模型(9)的回归结果,与回归(1)和回归(2)的结果不同,此时交互项 $TRD \times RACL$ 的系数 α_3 不显著,公司应计对 $BHAR^{[0,30]}$ 的预测作用消失. 结合上文的结果,机构投资者的交易行为会影响市场对应计信息的即时反应和滞后反应,但由于对两者的影响方向刚好相反,机构的行为并未影响到市场对应计信息的总反应. 造成上述现象的原因在于,受机构投资者交易行为的影响,股价在短期内大幅上涨或下跌,但在随后的一段时间内,股价发生反转并逐步恢复到正常水平,这非常符合行为金融理论描述的市场过度反应现象,下文将对此假说做出严谨的证明^⑧.

根据表5的结果,本文从如下两个方面加以总结:第一,机构投资者的交易行为能够影响到市场对公司应计的定价,而且这种影响因时间而异,在短期,股票收益与公司应计呈负向关系,在长期,股票收益与公司应计则表现出正向关系,后者与传统应计异象所描述的公司应计与股价之间存在负向关系完全相反;第二,在机构投资者交易行为的影响下,低应计(高应计)公司股价在短期内上涨(下跌),在长期则下跌(上涨),股价在整个区间内产生了反转,这种反转是否是市场过度反应导致的股票错误定价仍需要进一步的探讨.

3.4.2 套利组合分析

由于机构投资者交易行为的影响,市场对应计定价产生的影响有别与传统意义上的应计异象,表现为公司应计对股票收益有着正向的预测能力. 对于上述现象,存在以下两种可能的解释:一是基于风险的理论解释,即高应计公司股票获得更高的收益,是因为这些公司存在更高的系统性风险,收益是对风险的补偿;二是基于行为金融的理论解释,即机构投资者根据公司应计采取反转交易策略,造成股价在短期内过度反应,低应计(高应计)公司股价上涨(下跌)随着市场逐渐回归理性,股价发生反转,表现为低(高)应计公司股票在未来获得低(高)收益.

本节将据此构建套利组合,检验套利组合的收益能否被经典的资产定价模型所解释,判断应计对股票收益的正向预测作用,是由于风险还是市场过度反应. 具体步骤如下:首先,对于研究区间的每一个年度,买入 $TRD = 1$ 样本中的高应计公司(ACL^{top}),同时卖出 $TRD = 1$ 样本中的低应计公司(ACL^{bot}),形成套利组合;接着,计算该套利组合在未来近 2 个月中的收益^⑨,并以此作为基于风险资产定价模型的被解释变量. 如果高应计股票获得高收益是由风险所致,那么考虑风险定价因子以后, $Alpha$ 值应为 0;反之,如果造成上述现象的原因是市场过度反应,那么套利组合经风险调整以后仍可以获得超常收益. 根据研究惯例,基于风险定价模型采用资本资产定价模型(CAPM)和 Fama 和 French^[39] 的三因子模型.

回归结果见表6,第一行采用资本资产定价模型解释套利组合的收益, $Alpha$ 值大于 0,在 5% 的水平上显著,说明在控制市场因素以后,套利组合能获得正的超常收益;第二行在市场因素基础之上,加入了账面市值比因素,结果表明 HML 的系数显著为负,但 $Alpha$ 在 5% 的水平显著为正;

⑧ 以一个简单的例子说明,机构投资者大幅增持某低应计公司股票,导致该公司股价在 [0,1] 区间内上涨 10%,涨幅严重超出公司基本面. 随着市场回归理性,股价在未来 [2,30] 区间内逐渐下调 10%. 因此,从 [0,30] 整个区间上看,股价先涨后跌,最终回归到原有的理性水平,但这个过程实质上经历了市场过度.

⑨ 根据上文的回归结论,股价反转主要发生在年报公告后 [2,30] 区间内,因此套利组合收益的计算区间设定为次年 5 月 1 日至 6 月 20 日.

第三行加入了市值规模因素,对应 Fama 和 French^[39]的三因子模型,SMB 的系数不显著,但 MKT 和 HML 的系数均在或者 1% 的水平上显著,Alpha 值为 0.000 5,仍以 5% 的水平通过显著性检验,说明在控制系统性风险以后,高应计公司股票的(日)收益比低应计公司高出 0.05%,或者说,年收益高出约 12.5%。

表 6 的结果表明,套利组合的收益不能完全被基于风险的资产定价模型所解释,因此表 5 所

描述的机构投资者交易行为引起的股价反转现象是由于市场过度反应。本文将这一过程通过流程图加以呈现,如图 1 所示。机构投资者根据公司应计采取反转交易策略,买入低应计水平公司股票,卖出高应计水平公司股票,产生的压力导致低应计(高应计)公司股价在短期内超涨(超跌),随着市场逐渐回归理性,股价在长期发生反转,表现为低(高)应计公司股票在未来获得低(高)收益,这些结果支持上文提出的假说 2。

表 6 套利组合分析

Table 6 Analysis of arbitrage portfolio

	Alpha	MKT	HML	SMB
(1)	0.000 5**	0.018 4*		
	(2.47)	(1.95)		
(2)	0.000 4**	0.031 3***	-0.126 8***	
	(2.25)	(3.11)	(-3.59)	
(3)	0.000 5**	0.031 6***	-0.121 3***	-0.021 7
	(2.29)	(3.14)	(-3.38)	(-0.90)

注: 括号内为 t 统计量,***, ** 和 * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 的水平下显著。

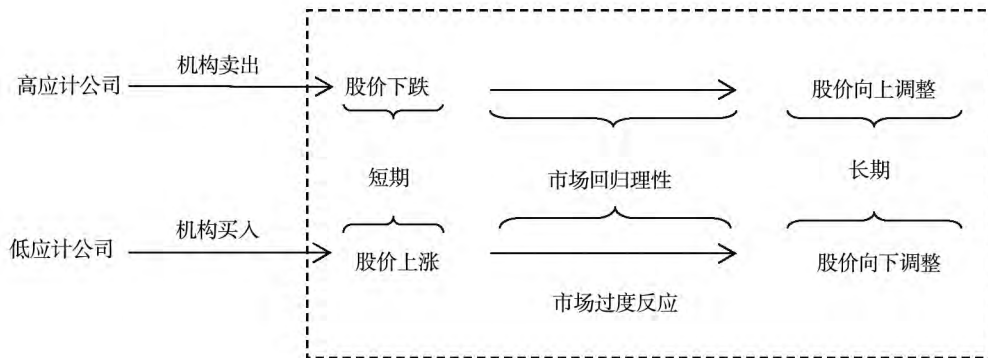


图 1 机构投资者交易行为与应计定价

Fig. 1 Institutions' trading and accrual pricing

3.5 稳健性检验

3.5.1 个人投资者交易行为分析

行为金融理论研究表明,投资者关注能够对股票价格产生压力,股价在短期内会上涨,但随着投资者对股票的关注度恢复到常态,价格发生反转^[8]。王磊和孔东民^[20]发现,受有限注意力的制约,个人投资者在公告期间表现出净买入行为,引起股票价格在公告期间大幅上涨,随着投资者对上市公司的关注恢复常态,股票价格在公告后发

生反转。基于上述文献,本节拟检验上文发现的市场对应计信息过度反应,是否由个人投资者净买入行为产生的价格压力所致。即是否存在以下可能性:个人投资者倾向关注低应计公司股票,在盈余公告期间表现出显著净买入行为,引起股价在公告后上涨,随着投资者注意力衰减,市场过度反应得以纠正,股价在长期实现反转。为此,本文考察个人投资者在不同应计水平公司盈余公告期间的净买入行为(NB_ind)。

表7 个人投资者交易行为分析
Table 7 Analysis of individuals' trading

	ACL^{bot}	ACL^{top}	$ACL^{top} - ACL^{bot}$
NB_{ind}	0.022 7***	0.025 4***	0.002 7
	(3.36)	(4.37)	(0.30)
NB_{ins}	1.681 5***	-0.914 4***	-2.595 9***
	(17.07)	(-17.08)	(-23.15)

注: 括号内为 t 统计量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

结果见表 7, 个人投资者在不同应计水平公司盈余公告期间均表现出显著的净买入行为, 但 t 检验显示, 个人投资者在不同应计水平公司盈余公告期间的净买入程度并不存在显著差别, 因此, 本文发现的市场对应计信息过度反应引起的股价反转, 并不是由个人投资者的交易行为引起。此外, 由上表也可以看出, 个人投资者不能根据应计信息做出正确反应, 其表现出的净买入行为主要是因为盈余公告能引起个人投资者的高度关注。表 7 同时公布了机构的净买入指标值, 从数值上看, 机构的净买入程度远远高出个人投资者, 从交易方向上看, 机构投资者是根据公司应计采取反转交易策略。

3.5.2 机构投资者交易行为的敏感性检验

表8 机构投资者交易行为的敏感性检验

Table 8 Sensitivity analysis of institutions' trading

	Panel A: 检验假说 1		Panel B: 检验假说 2	
	$SUE > 0$	$SUE \leq 0$	[0, 1]	[2, 30]
$Cons.$	0.184 6**	0.060 3	-0.032 7***	-0.012 1
	(2.16)	(0.70)	(-4.55)	(-0.46)
$RACL$	-0.019 2**	-0.005 5	0.000 6***	-0.000 6
	(-2.32)	(-0.65)	(2.98)	(-0.77)
TRD			0.021 5***	-0.049 7***
			(5.57)	(-4.67)
$TRD \times RACL$			-0.004 2***	0.003 8**
			(-7.93)	(2.23)
IA/CV/Yr. D	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.007 5	0.003 2	0.017 3	0.051 8
N	3 954	3 740	7 694	7 694
Panel C: 套利组合分析				
$Alpha$	MKT	HML	SMB	
0.000 6***	0.017 0	-0.120 7***	-0.087 4***	
(2.74)	(1.56)	(-3.09)	(-3.32)	

注: 标准误经公司层面聚类处理, 括号内为 t 统计量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

Panel B 是假说 2 的检验结果, 当模型以 $BHAR^{[0,1]}$ 为因变量, 虽然 $RACL$ 的系数为正, 但 $TRD \times RACL$ 的系数显著为负, 两个变量的系数之

为了增强实证结果的稳健程度, 本节在区分机构投资者交易时, 将单笔交易规模的金额在原有的基础上再上调 5 万元, 提高划分标准, 可以有效降低将个人投资者误划入机构投资者的概率, 但也增加了将机构投资者误划入个人投资者的可能性, 损失了研究机构投资者交易行为的有效样本。实证结果如表 8, Panel A 是假说 1 的检验结果, 当所有影响投资者注意力的变量得到控制后, 在 $SUE > 0$ 的样本中, $RACL$ 的系数为负, 显著性水平为 5%, 与此形成对比, 在 $SUE \leq 0$ 的样本中, $RACL$ 的系数虽然为负, 但并不显著; 说明机构投资者在意外盈余为正的样本中, 根据公司应计采取反转交易策略。

和为 -0.003 7, F 检验显示在 1% 的水平上显著为负 (F 值为 -61.37); 当模型以 $BHAR^{[2,30]}$ 为因变量, $RACL$ 的系数不显著, 但 $TRD \times RACL$ 的系

数在 5% 的水平上显著为正; Panel C 是套利组合分析, 基于公司应计对股价收益的预测能力构造套利组合, 经 Fama 和 French^[39] 三因子模型调整以后, 套利组合能获得正的超常收益, 而且与表 5 的结果相比, 此时的 α 值高达 0.06%。上述结果表明, 机构投资者在意外盈余为正的样本中, 根据公司应计水平采取反转交易策略, 买入(卖出)低(高)应计公司股票, 上述交易行为产生价格压力, 引起市场过度反应, 表现为股票收益在短期与公司应计负相关, 但在长期与公司应计正相关。

3.5.3 变量的敏感性检验

本节对市场反应指标变量进行敏感性检验: (1) 在模型(8)和模型(9)中, 已经资产规模调整并标准化后的应计利润 $ACLX$ 指标代替 $RACL$ 进入回归方程; (2) 采用市场调整法计算累计超额收益作为年报公告价格反应的衡量指标, 即 $CAR_{i,t}^{[h,H]} = \sum_{d=h}^H (R_{i,d} -$

$R_{m,d})$, 其中 $R_{i,d}$ 是股票 i 在 d 交易日的收益, $R_{m,d}$ 是 d 交易日经流通市值加权平均市场收益率。回归结果见表 9, Panel A 是假说 1 的检验结果, 当所有影响投资者注意力的变量得到控制后, 在 $SUE > 0$ 的样本中, $ACLX$ 的系数在 10% 的水平上显著为负, 与此形成对比, 在 $SUE \leq 0$ 的样本中, $ACLX$ 的系数并不显著; 说明机构投资者在意外盈余为正的样本中, 能对应计信息做出正确反应。Panel B 是假说 2 的检验结果, 当因变量是股价即时反应时, $ACLX$ 的系数显著为正, 但 $TRD \times ACLX$ 的系数在 1% 的水平上显著为负, 两系数之和为 -0.0083 , 联合检验显示在 1% 的水平上显著 (F 值为 -41.57), 当因变量是股价滞后反应时, $TRD \times ACLX$ 的系数在 5% 的水平上显著为正。结果表明, 上文公布的结论是稳健的。

表 9 变量敏感性检验

Table 9 Sensitivity analysis of variables

	Panel A: 检验假说 1		Panel B: 检验假说 2	
	$SUE > 0$	$SUE \leq 0$	[0, 1]	[2, 30]
Constant	0.064 9 (0.97)	0.072 4 (1.00)	-0.026 0*** (-3.40)	-0.021 4 (-0.87)
ACLX	-0.043 1* (-1.68)	0.000 5 (0.02)	0.001 0* (1.92)	-0.001 9 (-1.09)
TRD			-0.002 4 (-1.28)	-0.031 8*** (-6.32)
TRD × ACLX			-0.009 3*** (-6.38)	0.008 5** (2.04)
IA/CV/Yr. D	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.005 6	0.003	0.015 8	0.024 1
N	4 014	3 845	7 859	7 859

注: 括号内为 t 统计量, ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

4 结束语

本文考察机构投资者对上市公司应计信息的即时反应, 及对股票价格产生的影响。主要观点和分析如下: 首先, 作为经验丰富的专业投资者, 机构投资者基本上不受有限注意的制约, 能对应计信息及时做出反应, 在公司意外盈余为正的前提下, 买入(卖出)低(高)应计公司股票; 在机构投资者交易行为的影响下, 低应计(高应计)公司

股价在年报公告后短期内上涨(下跌), 在长期则下跌(上涨), 股价在整个区间内经历了反转; 基于公司应计对股票长期收益的正向预测能力构造套利组合, 买入高应计水平股票, 同时卖出低应计水平股票, 该组合经风险定价模型调整后, 能获得正的超常回报; 上述结果说明机构投资者的交易行为引起股票价格过度反应, 导致市场对公司应计信息错误定价。

根据上文的研究, 投资者有限注意可以为上市公司应计异象的产生提供合理的解释, 具体而

言,当投资者对上市公司关注不足时,往往忽视盈余组成部分,导致应计信息无法纳入股票估值过程,高(低)应计公司股票价格被高(低)估,随着市场错误定价被纠正,高(低)应计项目公司的股票在未来获得低(高)收益。从这个角度而言,机构投资者根据公司应计采取反转交易策略,这种反应准确而且及时,体现机构拥有对盈余信息及构成要素的正确解读能力,机构的交易策略主观上是为了获取更高的投资收益,但这些交易行为客观上却造成市场过度反应,股价因此经历了反转。

本文的研究可以视为对行为金融理论模型相关研究假说的实证检验,如上文所述,投资者对盈余构成关注不足导致高(低)应计公司被高

(低)估,应计异象由此产生;机构投资者不受有限注意的制约,既关注盈余信息,又能对盈余构成给予正确的解读,这些发现均符合 Hirshleifer 等^[13]理论模型的预期。但研究也发现,作为理论模型所描述的第三类投资者,机构的交易行为造成股价过度反应,导致市场对公司应计项目错误定价,反映出机构投资者不够成熟,行为缺乏理性,因此,对于机构投资者而言,在正确识别应计信息的同时,要切实关注市场过度反应,避免股价波动带来投资亏损。此外,在研究过程中也发现随着时间的推进,应计误定价引起的价格反转所经历的时间有缩短的趋势,是什么原因导致上述现象的产生,这是后续研究值得思考的问题。

附表1 各类投资者成交概况

Appendix Table 1 Survey on trading by all types of investors

Size(万元)	单笔成交量(股)	单笔成交额(元)
≤ 10	3 146	22 223.05
(10 ,30]	20 510	167 114.89
(30 ,50]	43 892	381 876.15
>50	130 309	1 195 593.84
Size(万元)	年成交量(亿股)	年成交量占比
≤ 10	4 868.09	35.15%
(10 ,30]	4 708.87	22.56%
(30 ,50]	2 386.36	10.13%
>50	8 110.25	32.15%
Size(万元)	年成交额(十亿元)	年成交额占比
≤ 10	3 958.88	29.85%
(10 ,30]	4 774.47	23.12%
(30 ,50]	2 647.00	10.87%
>50	10 123.47	36.16%

参考文献:

- [1] Sloan R G. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? [J]. The Accounting Review, 1996, 71(3): 289-315.
- [2] 李远鹏, 牛建军. 退市监管与应计异象[J]. 管理世界, 2007, (5): 125-132.
Li Yuanpeng, Niu Jianjun. Delisting supervision and accrual phenomenon [J]. Management World, 2007, (5): 125-132. (in Chinese)
- [3] 宋云玲, 李志文. A股公司的应计异象[J]. 管理世界, 2009, (8): 17-24.
Song Yunling, Li Zhiwen. The abnormality in accrual in A-share companies [J]. Management World, 2009, (8): 17-24. (in Chinese)
- [4] 权小锋, 吴世农. 投资者注意力、应计误定价与盈余操纵[J]. 会计研究, 2012, (6): 46-53.
Quan Xiaofeng, Wu Shinong. Investor attention, accrual mispricing and earnings manipulation [J]. Accounting Research, 2012, (6): 46-53. (in Chinese)
- [5] 杨开元, 刘斌, 王玉涛. 资本市场应计异象: 模型误设还是错误定价[J]. 统计研究, 2013, (10): 68-74.

- Yang Kaiyuan, Liu Bin, Wang Yutao. The accrual anomaly in capital market: Misspecification or mispricing[J]. *Statistical Research*, 2013, (10): 68 - 74. (in Chinese)
- [6] Hirshleifer D, Hou K, Teoh H. The accrual anomaly: Risk or mispricing? [J]. *Management Science*, 2012, 58(2): 320 - 335.
- [7] Peng L, Xiong W. Investor attention, overconfidence and category learning[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 563 - 602.
- [8] Barber B M, Odean T. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(2): 785 - 818.
- [9] 雷倩华, 柳建华, 龚武明. 机构投资者持股与流动性成本——来自中国上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2012, (7): 182 - 195.
Lei Qianhua, Liu Jianhua, Gong Wuming. Institutional investors and liquidity cost study based on evidence of stock market in China[J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (7): 182 - 195. (in Chinese)
- [10] 刘维奇, 刘新新. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证A股市场的研究[J]. *管理科学学报*, 2014, 17(3): 70 - 87.
Liu Weiqi, Liu Xinxin. Individual /institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 17(3): 70 - 87. (in Chinese)
- [11] 潘宁宁, 朱宏泉. 基金持股与交易行为对股价联动的影响分析[J]. *管理科学学报*, 2015, 18(3): 90 - 102.
Pan Ningning, Zhu Hongquan. Impact of fund ownership and trading on stock return synchronicity[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(3): 90 - 102. (in Chinese)
- [12] Battalio R H, Lerman A, Livnat J, et al. Who, if anyone, reacts to accruals information? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 53(1-2): 205 - 224.
- [13] Hirshleifer D, Lim S, Teoh S. Limited investor attention and stock market misreactions to accounting information[J]. *Review of Asset Pricing Studies*, 2011, 1(1): 35 - 73.
- [14] 余佩琨, 李志文, 王玉涛. 机构投资者能跑赢个人投资者吗? [J]. *金融研究*, 2009, (9): 147 - 157.
Yu Peikun, Li Zhiwen, Wang Yutao. Are institutional investors' returns lower than individual investors' returns? [J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (9): 147 - 157. (in Chinese)
- [15] Collins D W, Gong G, Hribar P. Investor sophistication and the mispricing of accruals[J]. *Review of Accounting Studies*, 2003, 8(2-3): 251 - 276.
- [16] Lev B, Nissim D. The persistence of the accruals anomaly[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2006, 23(1): 193 - 226.
- [17] Ali A, Chen X, Yao T. Do mutual funds profit from the accruals anomaly? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008, 46(1): 1 - 26.
- [18] Kahneman D. *Attention and Effort*[M]. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1973.
- [19] Frazzini A, Lamont O. The Earnings Announcement Premium and Trading Volume[R]. Working Paper, Chicago: University of Chicago, 2006.
- [20] 王磊, 孔东民. 盈余信息, 个人投资者关注与股票价格[J]. *财经研究*, 2014, (11): 82 - 96.
Wang Lei, Kong Dongmin. Earning information, individual investor attention and stock price[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2014, (11): 82 - 96. (in Chinese)
- [21] Collins D W, Hribar P. Earnings-based and accrual-based market anomalies: One effect or two? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29(1): 101 - 123.
- [22] 饶育蕾, 王建新, 丁燕. 基于投资者有限注意的应计异象研究——来自中国A股市场的经验证据[J]. *会计研究*, 2012, (5): 59 - 66.
Rao Yulei, Wang Jianxin, Ding Yan. The impact of limited investor attention on accrual mispricing: Evidence from Chinese A-share stock market[J]. *Accounting Research*, 2012, (5): 59 - 66. (in Chinese)
- [23] Mishkin F. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient Markets Models*[M]. Chicago, IL: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 1983.
- [24] Jiang H. Institutional investors, intangible information, and the book-to-market effect[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(1): 98 - 126.
- [25] Dasgupta A, Prat A, Verardo M. Institutional trade persistence and long-term equity returns[J]. *Journal of Finance*, 2011, 66(2): 635 - 653.
- [26] Brown N C, Wei K D, Wermers R. Analyst recommendations, mutual fund herding, and overreaction in stock prices[J]. *Management Science*, 2014, 60(1): 1 - 20.
- [27] 孔东民, 孔高文, 刘莎莎. 机构投资者、流动性和信息效率[J]. *管理科学学报*, 2015, 18(3): 1 - 15.

- Kong Dongmin, Kong Gaowen, Liu Shasha. Institutional investors, liquidity and information efficiency [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(3): 1–15. (in Chinese)
- [28] 徐龙炳. 中国股市机构投资者多账户交易行为研究 [J]. *经济研究*, 2005, (2): 72–80.
Xu Longbing. Institutional investors, trading behavior on china stock markets through multi-securities accounts [J]. *Economic Research Journal*, 2005, (2): 72–80. (in Chinese)
- [29] 徐浩峰, 朱松. 机构投资者与股市泡沫的形成 [J]. *中国管理科学*, 2012, (4): 18–26.
Xu Haofeng, Zhu Song. Does the trade from institutional investors induce stock bubble [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2012, (4): 18–26. (in Chinese)
- [30] Wang M, Qiu C, Kong D. Corporate social responsibility, investor behaviors, and stock market returns: Evidence from a natural experiment in China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 101(1): 127–141.
- [31] Lee C, Ready M. Inferring trade direction from intraday data [J]. *Journal of Finance*, 1991, 46(2): 733–746.
- [32] Battalio R H, Mendenhall R R. Earnings expectations, investor trade size, and anomalous returns around earnings announcements [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2): 289–319.
- [33] Karlsson N, Loewenstein G, Seppi D. The ostrich effect: Selective attention to information about investments [J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 2009, 38(2): 95–115.
- [34] Hirshleifer D, Lim S, Teoh S. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(5): 2289–2325.
- [35] Pagan A, Sossounov K. A simple frame work for analyzing bull and bear markets [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18(1): 23–46.
- [36] 何兴强, 周开国. 牛、熊市周期和股市间的周期协同性 [J]. *管理世界*, 2006, (4): 35–40.
He Xingqiang, Zhou Kaiguo. Bull marker, bear market and periodic coordination in stock market [J]. *Management World*, 2006, (4): 35–40. (in Chinese)
- [37] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross section and time series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31–56.
- [38] DellaVigna S, Pollet J M. Investor inattention and friday earnings announcements [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(2): 709–749.
- [39] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3–56.

Accrual information, institutional investor reaction and stock mispricing

WANG Lei¹, KONG Dong-min²

1. School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China;
2. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China

Abstract: Using order imbalances as a measure of investor trading behavior based on intraday transaction data, this paper empirically investigates institutional investors' immediate reaction to accrual information and its impact on stock prices. The results show institutional investors trade in an accrual-contrarian fashion: they buy low-accrual firms and sell high-accrual firms only when the previously-announced earnings signal is positive. When accrual-contrarian trading exhibited by institutions is intense, the accrual predicts negative short-term stock returns but positive long-term returns. In other words, the stock price experiences a long-term reversal after the earnings announcement. Further investigation suggests the positive predictability of accrual on stock price in the long run cannot be fully explained by risk-based asset pricing models. These results indicate institutional investor's reaction to accrual information generates a mispricing of accruals induced by market overreaction.

Key words: accruals; institutional investor; mispricing