

盈余公告后的机构共识:信息还是拥挤?

——“学海拾珠”系列之一百九十五

报告日期: 2024-07-11

分析师: 骆昱杉

执业证书号: S0010522110001

邮箱: luoyushan@hazq.com

分析师: 严佳炜

执业证书号: S0010520070001

邮箱: yanjw@hazq.com

相关报告

- 《言行统一: 策略一致性与基金业绩——“学海拾珠”系列之一百九十四》
- 《本地同行对股利支付决策的影响——“学海拾珠”系列之一百九十三》
- 《Beta 异象对基金业绩的影响——“学海拾珠”系列之一百九十二》
- 《宏观经济信息与股票-债券协同性——“学海拾珠”系列之一百九十一》
- 《基于改进的 CTGAN-Plus-Features 的资产配置优化方法——“学海拾珠”系列之一百九十》
- 《基于复合模型构造行业 ETF 组合——“学海拾珠”系列之一百八十九》
- 《行业羊群行为与动量策略——“学海拾珠”系列之一百八十八》

主要观点:

本篇是“学海拾珠”系列第一百九十五篇, 文章使用美国上市公司数据, 研究机构投资者在盈余公告后的交易行为及其对股票价格动态的影响。研究发现, 机构投资者能够更好地处理负面盈余公告的信息, 而在正面公告后更容易出现价格过度反应。

● 机构投资者的交易行为及其影响

本文通过一系列稳健性测试确认了机构投资者的交易行为对股票价格的显著影响。研究表明, 机构投资者在负面盈余公告后能够推动价格接近基本面, 而在正面公告后则更容易导致价格过度反应。这一现象可以通过正面消息发布后潜在投资者数量更多、需求不确定性更大来解释。

● 投资期限对交易行为的影响

文章研究了专注型投资者(长期)和短期投资者在盈余公告后的交易行为差异。结果显示, 专注型投资者在负面消息发布后能够进行信息性交易, 推动价格接近基本面, 而短期投资者在正面消息发布后更容易进行正反馈交易, 导致价格过度反应。

● 信息不对称和卖空限制的影响

研究还分析了信息不对称和卖空限制对机构投资者交易行为的影响。结果表明, 在信息不对称程度较高的情况下, 短期投资者更容易导致价格过度反应。同时, 卖空限制较多的股票在正面消息发布后也更容易出现价格过度反应。

● 文献来源

核心内容摘选自 Olga Klein, Daniel Klein 于 2024 年 5 月 20 日在 International Review of Financial Analysis (IRFA) 上的文章《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》

● 风险提示

文献结论基于历史数据与海外文献进行总结; 不构成任何投资建议。

正文目录

1 引言	4
2 数据和样本构建	8
3 盈余公告前后的机构共识和摘要统计	10
3.1 盈余公告前后的机构交易	10
3.2 按投资期限分类的机构投资者	11
3.3 汇总统计量	13
4 机构共识与价格动态	14
4.1 假设的形成	14
4.2 初始价格反应	17
4.3 长期异常回报	18
4.4 专注型投资者与短期投资者	19
4.5 拥挤与价格过度反应：专注型与短期投资者	22
4.6 专注型与短期投资者：信息不对称和卖空限制条件	25
4.7 稳健性检验	28
5 结论	29
风险提示:	30

图表目录

图表 1 文章框架	4
图表 2 变量定义和数据源。该表列出了所有变量、它们的定义和数据源。	9
图表 3 盈余公告前后的机构交易	10
图表 4 盈余公告后的机构交易量：按投资期限分类	12
图表 5 统计量汇总	13
图表 6 利好消息传出后，价格走势有机构买入压力。	14
图表 7 机构共识与价格动态	17
图表 8 机构共识与价格动态：专注型与短期投资者	20
图表 9 相对毛交易收入 (RGTR)：专注型与短期投资者	22
图表 10 专注型与短期投资者：投资者拥挤条件下的分析	23
图表 11 专注型与短期投资者：投资者注意力条件下的分析	24
图表 12 短期机构共识与价格动态：信息不对称条件下的分析	26
图表 13 短期机构共识与价格动态：卖空限制条件下的分析	28
图表 14 机构共识与价格动态：稳健性检验	29

1 引言

图表 1 文章框架



资料来源：华安证券研究所整理

机构投资者的交易是否使价格更接近基本面，还是使价格不稳定？之前的实证证据不一致。一方面，有研究明确支持机构投资者提高股票价格效率的观点。然而，其他研究则表明，机构通过参与正反馈策略和羊群效应可能使价格不稳定。本文通过将观点与机构投资期限的不同联系起来，调和了这两种相互对立的观点。

Sias 和 Starks (1997)、Sias 等 (2006) 显示，机构交易对价格有永久性影响，增加了价格调整的速度。Boehmer 和 Kelley (2009) 发现，更高的机构持股比例导致价格偏离随机漫步的情况减少，从而与更高的价格效率相关。Kacperczyk 等 (2021) 在国际背景下记录了外国机构投资者对价格效率的积极影响。此外，Campbell 等 (2009)、Hendershott 等 (2015) 显示，机构在财报发布前的交易可以预测盈余惊喜和财报发布后的漂移效应 (PEAD)。然而，Dennis 和 Strickland (2002) 发现，在大幅下跌后机构持股较高的股票存在长期回报反转。Dasgupta 等 (2011a) 显示，多个季度内持续的机构交易会负向预测长期回报。Brown 等 (2013) 记录了共同基金在分析师推荐一致性修正后的显著羊群行为，并表明这种行为导致了被羊群大量买入的股票的长期表现不佳。Cai 等 (2002)、Badrinath 和

Wahal (2002)、Griffin 等 (2003) 和 Hvidkjaer (2005) 等提供了机构参与正反馈策略 (如动量交易) 的实证证据。Lakonishok 等 (1992)、Nofsinger 和 Sias (1999)、Sias (2004) 和 Dasgupta 等 (2011b) 也发现了机构的羊群行为。

我们将分析重点放在财报发布后的机构交易上, 这使我们能够测试机构是否具备优越的信息处理技能, 而不是更好的非公开信息获取能力。Campbell 等 (2009) 和 Hendershott 等 (2015) 的研究显示, 财报发布前的机构交易可以预测盈余惊喜和财报发布后的漂移效应 (PEAD)。然而, 这些发现既可以解释为机构拥有更好的信息获取能力, 也可以解释为其具有优越的信息处理技能。相反, 我们的分析排除了有更好的私人信息获取而驱动的解释, 新闻发布减少了信息不对称。因此, 如果机构在新闻发布后相对于其他市场参与者有任何信息优势, 最有可能是由于其优越的信息处理技能。

具体而言, 我们研究机构是否能够正确处理财报发布的内容, 并通过其交易将其反映在价格中。尽管公告的财报数据对所有市场参与者来说都是相同的, 但它代表了一种复杂的信息, 可以有多种不同的解读。例如, 个别市场参与者可能将收益变化解释为暂时性波动和回归、未来收益水平的变化或收益增长率的变化。因此, 机构在新闻发布后会更新其对股票基本面价值的看法, 并基于这些看法进行交易, 从而将新信息纳入价格。

虽然个别机构可能会以不同的方式解读新闻, 但我们感兴趣的是他们对股票新基本面价值的集体意见是否具有信息性, 即他们的整体交易是否有助于价格发现过程。市场汇集了许多投机者的信息, 这一思想可以追溯到 Grossman (1976) 和 Hellwig (1980)。在接下来的内容中, 我们将机构投资者的集体意见称为“共识”。我们使用订单不平衡 (OIB) ——即其买入和卖出量的差值, 相对于发布后总交易量的比例——作为我们的基准共识衡量指标。正的订单不平衡表明机构有买入压力, 即基金经理总体上认为该股票被低估。同样, 负的订单不平衡表明该股票有卖出压力, 即基金经理总体上认为该股票被高估。与之前的研究不同 (如 Hendershott 等, 2015; Huang 等, 2019), 我们要求至少有 5 家不同的机构在发布后进行交易, 以计算共识, 从而确保我们的结果确实衡量了多个机构投资者的集体意见。

高机构共识应代表机构投资者对新基本面价值的强烈一致意见。或者, 这可能表明机构交易策略的相似性, 如动量交易或财报发布后的漂移效应 (PEAD), 这些策略不一定将需求锚定在公司的基本面上。为了区分上述两种情景, 我们分析了机构共识对价格效率的两种相反影响。如果机构比其他市场参与者更能处理公告的财报信息, 那么他们的共识反映在其整体交易中, 应该在发布后推动价格向基本面价值靠拢。相反, 如果机构机械地遵循正反馈交易策略, 那么其强烈需求应导致聚集和价格过度反应, 这与 Stein (2009) 理论的预测一致。

Stein (2009) 假设存在两类投资者: “新闻观察者”, 他们观察新闻 (即新基本面价值), 但对其反应不足; 以及理性、精明的交易者, 他们因为知道新闻观察者留有操作空间而进行交易。Stein (2009) 假设精明的交易者, 首先, 不观察新基本面价值; 其次, 不知道同方向交易的竞争者的确切数量, 即总套利能力是未知的。他进一步显示, 在这两个假设下, 精明的交易者理性地参与正反馈交易策略, 将需求基于预期的竞争者数量进行调整。如果实际竞争者数量超出预期, 则总需求过高, 即交易“聚集”, 价格过度反应。

如果机构主要进行 PEAD 交易而没有将其需求锚定在股票的新基本面价值上, 那么在需求意外增加时, 机构聚集在 PEAD 策略上应该导致价格过度反应。我们假设在正面财报发布后更容易出现这种聚集, 因为与负面发布相比, 积极参与 PEAD

交易的障碍较低。即使需要保证金交易，开设多头头寸也更容易，而开设空头头寸则需要足够的股票持有。因此，交易在 PEAD 上的精明投资者数量在正面新闻发布后会更多。我们的样本包含美国的养老金和共同基金，这些机构确实面临卖空限制。短期机构投资者的观察交易行为支持这一观点：在利好消息发布后，他们的净需求为正，而在坏消息发布后则接近于零。

Stein (2009) 进一步指出，“随着套利预期规模的增加……关于任意交易中分配的套利资本数量的不确定性也随之增加。”在 PEAD 上的预期交易者数量增加意味着在利好消息发布后，整体购买需求的不确定性增加，因此聚集和价格过度反应的可能性也增加。因此，我们预计在正面公告后的强烈共识反映了机构聚集在相似的交易策略上，而不是关于公司基本面价值的一致看法。在负面财报发布后，我们预计机构共识对股票基本面价值的信息性更强，推动价格更接近基本面价值。在这种情况下，整体销售需求的不确定性较低应有助于机构更好地从当前股价中推断新的基本面价值。

我们使用 ANcerno 的机构交易数据和 I/B/E/S 数据库中的盈余公告数据，从 1999 年到 2010 年进行这些预测的测试。我们根据 I/B/E/S 数据库中的分析师预测中值与实际收益的差异（即 SUE），将公告划分为好消息和坏消息，并按公告日期前两天的价格比例进行标准化。根据 Hong 等（2012）的方法，我们将所有盈余公告按 SUE 分为三部分，定义上三分之一为好消息，下三分之一为坏消息。

我们首先考察不同盈余公告窗口（0;1）、（2;10）和（11;64）期间的机构交易。

在公告发布后的头两天（0;1），我们观察到相比于公告前期（-64;-1）的交易量增加，但机构投资者之间的分歧也较大。在发布后的两周窗口（2;10），机构共识转向消息方向。我们的发现与 Huang 等（2019）一致，他们也显示机构在发布后的前两周继续按消息方向交易。虽然机构投资者在公告发布后的三个月内继续按消息方向交易，但在发布后期（11;64）的交易量与公告前期相比无显著差异。基于这些证据，我们选择两周窗口（0;10）作为基准公告窗口，以全面覆盖机构对新闻的反应。

根据 Hong 等（2012）和 Chordia 和 Miao（2019）的方法，我们分析机构共识对财报发布后价格动态的影响。首先，我们分析机构共识与初始价格反应之间的关系，衡量指标为两周累计异常收益（CAR(0;10)）。对于正面新闻，我们发现（更正面的）机构共识与初始回报率增加 4.25% 相关；对于负面新闻，更多负面的共识与初始回报率下降 4.78% 相关。总体而言，较强的机构共识与较强的初始价格反应相关。虽然机构共识对 CAR(0;10) 的影响在经济上显著，但它可能存在潜在的内生性问题。CAR(0;10) 和机构共识都是在同一公告窗口内估计的，因此可能都受共同未观察到的因素驱动。此外，初始价格反应的分析不足以确定机构共识是推动价格向新基本面价值靠拢还是超越。因此，为了区分“信息”效应和“聚集”效应，我们接下来检验公告后长期回报（CAR(11;128)），这不再受内生性问题影响。

与我们的预期一致，负面消息发布后，机构共识是有信息性的，反映了机构投资者对公司基本面的强烈一致意见。具体而言，我们发现负面共识与公告回报率降低 4.78%（CAR(0;10)）相关，并且公告后没有可测量的漂移（CAR(11;128)）。这些发现表明，在我们的样本中，负面消息发布后的所有新信息都在公告窗口（0;10）内完全纳入价格中。

相反，我们发现正盈余惊喜后存在价格过度反应，即初始公告回报率增加 4.25%，在六个月后回落约一半。这些结果表明，正面财报发布后，强烈的共识更

多地反映了机构投资者聚集在正反馈策略上，例如交易 PEAD。总体而言，这些发现与 Stein（2009）的模型一致，该模型预测在需求总量不确定性更大的情况下，更可能出现聚集和价格过度反应。

为了区分更可能将需求锚定在基本面价值上的机构投资者和更可能进行 PEAD 交易的机构投资者，我们进一步按其投资期限对其进行分类。根据 Bushee（1998），专注型投资者更可能持有股票的长期头寸，这为他们提供了更多动机来进行信息收集或管理监控。相反，短期机构投资者更可能遵循积极的交易策略，例如交易 PEAD。因此，他们对公司的承诺较少，不会像专注型投资者那样密切监控管理层的决策。具体而言，我们将公告前窗口（-54; -1）内活跃交易的机构分类为长期投资机构，即专注型，而仅在财报发布后交易而非前一季度交易的机构则分类为短期型。我们进一步将专注型投资者根据其公告前季度的净交易方向分类为专注型买家和卖家。

我们的分析表明，专注型投资者在公告发布后继续按公告前期的方向交易（即买家继续买入，卖家继续卖出），短期投资者在利好消息发布后表现为正的订单不平衡，而在利空消息发布后订单不平衡接近于零。这些发现表明，短期投资者在正面财报发布后更可能进行 PEAD 交易，可能是因为开设多头头寸相比于开设空头头寸更容易。

我们假设专注型投资者的共识由于其对公司基本面的更深入了解，应该更具信息性。假设在公告当天，专注型买家和卖家均未持有空头头寸，在公告前期，买家的信息曝光应增加，卖家的信息曝光应减少。由于其信息曝光增加，我们预计专注型买家会更密切地监控财报发布，从而在处理财报信号方面优于专注型卖家。相反，我们预计短期投资者的共识更可能导致利好消息发布后的价格过度反应，因为他们更可能进行正反馈策略。我们的实证结果总体上支持我们的假设。具体而言，我们发现专注型买家不仅在新闻发布前，而且在新闻发布后都能获利，无论新闻方向如何。此外，他们的共识在负面新闻发布后尤其具有信息性，当他们的购买交易减缓整体市场波动并帮助价格向新基本面价值靠拢时。他们在处理负面新闻方面尤其擅长，以确保其现有持有的价值。我们没有发现专注型卖家的共识有显著影响，这可能是由于其整体较低的股票曝光度。此外，与我们的预测一致，我们发现利好消息发布后的价格过度反应是由短期投资者驱动的。虽然短期投资者在财报发布后的季度中获得了正回报，但其不稳定交易的长期后果可能由市场中的其他投资者承担。

接下来，我们更直接地测试 Stein（2009）的理论，调查短期投资者聚集更可能发生的时期，价格过度反应是否更强。我们使用两种经验代理变量来表示投资者聚集：（1）财报发布后同时存在的机构交易者数量；（2）机构投资者对盈余公告的关注程度。这两种指标的结果强烈支持 Stein（2009）模型的预测。对于专注型买家，我们发现相反的结果，即无论市场上其他投资者数量如何，他们的共识始终具有信息性。此外，在他们能够更多关注财报信息的时期，他们的交易更具信息性。接下来，我们测试在信息不对称更大的股票（或时期）中，价格过度反应是否更显著，这些盈余公告通常更难处理。我们通过（更高的）股票波动性、（较低的）市值和（较高的）VIX 指数时期来代理（更高的）信息不对称，整体上强有力地支持这一预测。此外，专注型买家继续在信息不对称较高的情况下进行信息性交易，表明他们确实具有更好的信息处理技能。

在我们的最后分析中，我们关注股票层面的卖空限制。虽然我们的样本中的机构投资者很少进行卖空，但其他短期投资者（如对冲基金或自营交易公司）在其交

易策略中经常使用卖空。与我们的预期一致，我们观察到卖空限制较少的股票在坏消息发布后确实出现了价格过度反应。然而，这种过度反应并非由我们样本中的机构投资者驱动。在利好消息发布后，我们观察到卖空限制较多的股票价格过度反应更强，这由我们样本中的短期机构推动。这一发现与 Miller（1977）的观点一致，他认为卖空限制较多的股票尤其容易被高估，因为它们主要由市场中的乐观投资者持有，即使理性套利者意识到股票被高估，但在存在卖空限制的情况下，他们更难将价格拉回基本面。

总体而言，我们的结果表明，关于机构投资者提高价格效率的常见假设仅适用于一部分专注型投资者。更可能聚集在相似正反馈策略上的短期投资者可能会使股票价格不稳定，降低价格效率。经理人通过次级市场价格来指导其实际决策，如投资、外部融资或通过收购进行扩展。公司高管的薪酬与公司股价挂钩，这影响了他们有效管理公司的动机。因此，机构交易的破坏性影响应该引起公司所有利益相关者和监管者的高度关注。

本文结构如下。第二部分提供了我们的样本构建和研究数据的详细信息。第三部分考察了财报发布前后的机构交易，并介绍了我们的机构共识衡量指标。第四部分分析了财报发布后机构共识对价格效率的影响，第五部分总结了我们的研究结论。

2 数据和样本构建

我们从 ANcerno Ltd.（前身为 Abel Noser Solutions）获取机构交易数据。ANcerno 数据集记录了交易执行的确切日期和时间、交易方向、执行价格、执行的股票数量、唯一的股票标识符、客户机构的唯一标识符以及代表客户机构执行交易的基金经理的标识符。我们的样本期为 **1999 年 1 月-2010 年 12 月**，因为 ANcerno 在 2011 年停止提供基金经理标识符。这些数据包括 ANcerno 客户的大型机构投资者的交易，包括养老金计划发起者（如 CalPERS, YMCA 退休计划）和资产管理公司（如 Putman Investments, Lazard Asset Management）。Puckett 和 Yan（2011）估计，ANcerno 数据库中的机构占美国股票机构交易量的约 10%。整体而言，各种研究认为 ANcerno 数据是机构交易的代表性样本（Bernile 等，2016；Choi & Sias，2012；Puckett & Yan，2011）。图表 2 详细描述了我们在分析中使用的所有变量。

我们的**样本构建细节**如下：首先，我们从 I/B/E/S 数据库中提取 1999 年第一季度至 2010 年第四季度发布的 273,408 个季度盈余公告，这些公告以美元表示每股收益。我们去掉同一天由同一公司发布的多重公告，以确保机构交易与每家公司的一个特定公告相关。我们的初始样本包括 16,003 家公司。接下来，我们去掉 96,865 个缺少分析师预测或在公告日期前或后超过 120 天发布的公告。我们进一步删除了 63,738 个缺少 CRSP 数据的公告，剩下 112,805 个由 6,320 家公司发布的公告。然后，我们将这些公告数据与 ANcerno 数据库中的机构交易数据合并。我们对 ANcerno 数据集应用了两个数据过滤条件。首先，我们删除了所有有多个 CUSIP 分配的股票标识符（stock keys）；其次，我们删除了在公告后两周内交易的基金经理少于五个的所有观测值。本研究主要分析机构共识，反映多个机构的交易行为，而不是单个机构的交易技能。因此，我们要求在 10 天公告期内至少有五个不同的机构进行交易。我们的最终样本包括 3,006 家公司发布的 52,375 个季度盈余公告。在我们丢失的 60,430 个公告中，大约 64% 属于从未出现在 ANcerno 数据库中的公司，其余 36% 因公告发布后活跃交易的基金经理少于五个而被删除。

图2 变量定义和数据源。该表列出了所有变量、它们的定义和数据源。

Variable	Description	Source
<i>B/M</i> 10	Deciles of book-to-market ratio, calculated as the book value of equity, divided by the market value of equity, at the end of the fiscal year prior to the earnings announcement	COMPUSTAT
<i>CAR</i> (<i>n</i> ; <i>m</i>)	Cumulative abnormal return over event days <i>n</i> to <i>m</i> relative to the earnings announcement date, calculated as the cumulative return of the firm minus the cumulative return on its size, book-to-market, and momentum-matched portfolio, using Daniel and Titman (1997) methodology.	CRSP
<i>Disp</i> 10	Deciles of dispersion of analysts' forecasts, calculated as the standard deviation of quarterly earnings per share (EPS) forecasts issued up to two days before the announcement. Set to missing if the firm is not followed by at least two analysts.	I/B/E/S
<i>MCap</i> 10	Deciles of a stock's relative market capitalization two days before the announcement (in \$ million)	CRSP
<i>OIB</i> 10	Deciles of the order imbalance measure, calculated as the difference between the institutional net buy and net sell volume, scaled by their total volume traded over announcement window (0;10)	ANcerno
<i>PreCAR</i> 10	Deciles of the three-month cumulative abnormal return before the announcement date, <i>CAR</i> (-64;-2)	CRSP
<i>RGTR</i>	Relative gross trading revenue (RGTR, in %), calculated for each manager in a quarter before (after) earnings announcement (EA) as follows: $RGTR = \frac{\sum_{t=1}^T (P_t \cdot Q_t) + (\sum_{t=1}^T Q_t) \cdot P_T}{\sum_{t=1}^T (P_t \cdot Q_t)}$ where P_t is the price of the manager trade t , $t = 1, \dots, T$; Q_t is the signed size of the trade t , with positive values for purchases and negative values for sales; $ Q_t $ is the absolute value of the trade t ; and P_T is the stock's closing price on the last day of the quarter, which we use as the proxy for the settlement price for the manager's inventory at the end of the quarter ($\sum_{t=1}^T Q_t$).	ANcerno
<i>SUE</i>	The earnings announcement surprise, calculated as the difference between actual earnings and the median analyst forecast from I/B/E/S, scaled by the price two days prior to the earnings announcement	I/B/E/S
<i>SUE+</i>	A variable that takes value of 1 if the earnings surprise is in the top tercile of its distribution for announcements in our sample, and equals zero otherwise.	I/B/E/S
<i>SUE-</i>	A variable that takes value of 1 if the earnings surprise is the bottom tercile of its distribution for announcements, classified as bad news in our sample, and equals zero otherwise.	I/B/E/S
<i>TradHours</i>	A variable that takes value of 1 if the earnings announcement takes places within trading hours, and zero otherwise	I/B/E/S
<i>Turnover</i> 10	Deciles of share turnover, calculated as the annualized average of daily trading volume divided by shares outstanding over 60-pre-announcement trading days ending two days before the announcement	CRSP
<i>VIX</i> 10	Deciles of Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index, a measure of the implied volatility of S&P 500 at-the-money options that represents the market's expectation of the stock market volatility over the next 30 day period	CBOE
<i>Volat</i> 10	Deciles of stock's volatility, calculated as the annualized standard deviation of daily stock returns over 60 pre-announcement trading days ending two days before the announcement	CRSP
<i>#Analysts</i> 10	Deciles of the number of analysts issuing earnings per share (EPS) forecasts for the firm up to two days before the announcement	I/B/E/S
<i>#Traders</i> 10	Deciles of the number of distinct institutional traders present in the market in the two weeks after the earnings release	ANcerno
$ OIB _{TAQ}$ 10	Deciles of absolute value of order imbalance from the NYSE TAQ database, calculated as $OIB = \frac{ BuyVol - SellVol }{BuyVol + SellVol}$, where <i>BuyVol</i> (<i>SellVol</i>) denotes purchase (sale) volume during the announcement window, classified with the Lee and Ready (1991) algorithm	TAQ

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

3 盈余公告前后的机构共识和摘要统计

3.1 盈余公告前后的机构交易

图表 3 的左半部分显示了不同交易日期间隔（行）和盈余意外方向（列好消息、无消息、坏消息）下的日均机构交易量（以千股为单位）。表格右半部分重复了分析，将交易量替换为不同交易机构的数量。

我们考察了样本中**盈余公告前、公告期间和公告后的机构交易情况**。这涵盖了公告前的一个季度，即交易日**-64 到 -1**，以及公告后的交易日期间隔**(0;1)**，**(2;10)**和**(11;64)**。我们根据收益意外（SUE）计算公告是否为好消息和坏消息，SUE 为实际收益与 I/B/E/S 分析师预测中值的差值，按公告日期前两天的价格比例进行标准化。具体而言，我们将所有盈余公告按 SUE 分为三分之一，并将 SUE 最高的三分之一定义为好消息，最低的三分之一定义为坏消息。中间三分之一的公告 SUE 接近零，用作无消息的基准比较组。

表格顶部的面板显示了公告前一个季度（-64 到 -1 交易日）的机构交易情况。好消息发布前，机构日均交易量为 55.2 千股（第 1 列），其中 52.1%为机构买入，47.9%为机构卖出。

图表 3 盈余公告前后的机构交易

Period		Trading volume (,000)			# Traders		
		Good news (1)	No news (2)	Bad news (3)	Good news (4)	No news (5)	Bad news (6)
(-64;-1)	Total	55.2	72.0	63.7	4.6	7.0	5.2
	Buy	52.1%	51.1%	51.1%	53.6%	53.2%	53.2%
	Sell	47.9%	48.9%	48.9%	46.4%	46.8%	46.8%
	OIB	4.1%	2.3%	2.2%	7.3%	6.5%	6.4%
	ΔOIB	1.8%		-0.1%	0.8%		-0.1%
	t - stat	(4.3)		(-0.2)	(2.2)		(-0.4)
(0;1)	Total	101.5	129.9	138.7	5.5	9.1	6.7
	Buy	52.0%	51.8%	51.6%	52.3%	52.3%	52.9%
	Sell	48.0%	48.2%	48.4%	47.7%	47.7%	47.1%
	OIB	4.0%	3.7%	3.3%	4.7%	4.6%	5.7%
	ΔOIB	0.3%		-0.4%	0.1%		1.2%
	t - stat	(0.3)		(-0.5)	(0.2)		(1.7)
(2;10)	Total	66.4	81.7	76.0	5.4	8.0	6.0
	Buy	54.2%	52.8%	50.2%	54.7%	53.9%	52.3%
	Sell	45.8%	47.2%	49.8%	45.3%	46.1%	47.7%
	OIB	8.4%	5.6%	0.3%	9.4%	7.8%	4.6%
	ΔOIB	2.8%		-5.2%	1.6%		-3.2%
	t - stat	(4.3)		(-8.1)	(3.4)		(-6.8)
(11;64)	Total	53.8	72.8	62.7	4.7	7.3	5.2
	Buy	52.0%	50.4%	49.4%	53.4%	52.3%	51.7%
	Sell	48.0%	49.6%	50.6%	46.6%	47.7%	48.3%
	OIB	4.1%	0.8%	-1.2%	6.9%	4.6%	3.4%
	ΔOIB	3.2%		-2.0%	2.3%		-1.2%
	t - stat	(7.2)		(-4.6)	(6.5)		(-3.5)

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

我们随后计算我们的**基准机构共识衡量指标——订单不平衡（OIB）**，即机构买入量与卖出量的差值，占机构交易总量的比例：

$$OIB = \frac{\text{买入量} - \text{卖出量}}{\text{买入量} + \text{卖出量}} \quad (1)$$

我们使用 OIB 来衡量机构共识，因为它捕捉了机构投资者对当前市场估值的总体看法。正的 OIB 值表示机构买入压力，即基金经理总体认为股票被低估。同样，负的 OIB 值表示股票卖出压力，即基金经理总体认为股票被高估。OIB 值为零表明机构投资者之间有高度分歧，不同机构在公告日买入和卖出的量相同。尽管之前的研究（如 Hendershott 等，2015；Lee 等，2004）使用了这一指标，我们增加了至少五个不同机构投资者（即基金经理）活跃交易的要求来计算它。这个额外的要求确保我们的结果确实衡量了机构共识，而不是单个大型机构投资者的看法。

公告前一个季度（-64 到 -1 交易日）OIB 值为 4.1%，表明机构在好消息发布前平均净买入（第 1 列）。基准无消息组的 OIB 值也是正的，为 2.3%，但较低（第 2 列）。顶部面板的最后一行显示，这两组之间的 OIB 差异（ $\Delta OIB = OIB - OIB_N$ ）在 1% 的水平上具有统计显著性。这一结果与之前的文献一致，表明机构预期好消息，要么是因为他们有更好的私人信息获取能力，要么是因为公司管理层倾向于在好消息发布前向市场泄露信息。与后者解释一致，负面消息发布前机构交易量没有显著的不平衡（第 3 列），因为公司管理层更可能在负面信息公开前将其保密。无论消息方向如何，买入机构的数量总是多于卖出机构的数量，即 $OIB > 0$ （第 4 至 6 列）。然而，在好消息发布前，交易者数量的不平衡最高，这与机构投资者在好消息发布前买入的观点一致。

虽然我们对公告前季度的结果支持了文献中的前期发现，但本研究的主要焦点是盈余公告发布后机构交易的影响。在两天的公告窗口期（0;1），我们观察到机构交易量增加了一倍，但好消息和坏消息的 ΔOIB 均无显著差异（第 1 和第 3 列）。这一发现表明，盈余公告发布后机构投资者之间的分歧加大。

在公告后的两周窗口期（2;10），总交易量仍然保持在较高水平。然而，我们观察到机构投资者在消息方向上达成了更强的一致意见，相比公告窗口期（0;1）。随着关于消息的不确定性得到解决，机构 OIB 在好消息发布后显著增加 2.8%，在坏消息发布后显著减少 5.2%，相对于基准组而言。换句话说，作为平均净买入者，机构在好消息发布后增加了买入量，而在坏消息发布后减少了买入量。与之对应的是，好消息发布后机构买家的数量增加了 1.6%，而坏消息发布后则减少了 3.2%。尽管机构投资者在公告后的季度内继续按消息方向交易，即在公告窗口期（11;64），其交易量与公告前季度相比无显著差异。

我们的发现与 Huang 等（2019）一致，他们也显示机构在公告发布后的前两周继续按消息方向交易，并且其交易影响两周的回报。与 Huang 等（2019）不同，我们重点研究公告后机构交易对价格效率的长期影响，通过公告后六个月的长期回报来衡量。因此，我们将两周公告窗口期（0;10）作为基准情况，以覆盖机构对消息的全面响应。

3.2 按投资期限分类的机构投资者

接下来，我们按投资期限对样本中的机构投资者进行分类，以考察其在盈余公告后的交易模式差异。我们将公告前窗口（-54; -1）内活跃交易的机构视为长期投资机构，即专注型，而仅在盈余公告发布后的前两周内交易但不在公告前一季度内交易的机构视为短期型。我们进一步将专注型投资者根据其在公告前期间的净交易方向分为专注型买家和卖家。

专注型投资者会累积股票的长期持有量，这为他们提供了积极监控管理层和收集公司基本面信息的动机。短期投资者仅在公告发布后交易，表明他们在股票上的投资期限较短。他们频繁进出股票，更可能使用正反馈交易策略，例如动量交易或

盈余公告后价格漂移 (PEAD)。我们分类的一个潜在缺陷是，一些我们定义为专注型的前期买家和卖家实际上可能在公告前期间频繁交易股票，最终仅因偶然原因在发布前净买入或卖出。然而，我们验证了所有专注型投资者中有超过 75% 在公告前期间始终按相同方向交易，即要么只买入，要么只卖出。我们进一步检查，所有使用专注型投资者分类的结果都是由在公告前期间仅按相同方向交易的投资者驱动的。

我们的分类类似于 Bushee (1998) 使用 13(f) 数据库中的机构持股进行的分类。Hu 等 (2018) 使用自创算法将基于流量的 ANcerno 数据集与基于持股的 13(f) 数据库匹配，但仅能匹配到 35 家短期机构和 8 家专注型机构。由于 ANcerno 和 13(f) 之间的重叠较小，我们将 Bushee (1998) 基于持股的分类调整为适应 ANcerno 数据库的流量结构。

图表 4 的上半部分显示了上述三类交易者在窗口期 (0;1) 对总交易量的贡献：专注型买家、专注型卖家和短期投资者。第 (1) 至 (3) 列报告了 SUE 上三分之一公告 (好消息) 的结果，第 (4) 至 (6) 列报告了 SUE 下三分之一公告 (坏消息) 的结果。

图表 4 盈余公告后的机构交易量：按投资期限分类

Period	%Vol	Good news			Bad news		
		Buyer (1)	Seller (2)	Transient (3)	Buyer (4)	Seller (5)	Transient (6)
(0;1)	Total	35.9%	27.6%	36.5%	38.3%	26.9%	34.8%
	Buy	24.7%	6.3%	21.0%	26.8%	6.6%	18.2%
	Sell	11.2%	21.3%	15.5%	11.5%	20.3%	16.6%
	OIB	13.5%	-15.0%	5.5%	15.3%	-13.7%	1.6%
	t - stat	(37.5)	(-48.7)	(15.1)	(44.1)	(-47.3)	(4.6)
(2;10)	Total	29.7%	21.4%	48.9%	31.6%	22.5%	45.9%
	Buy	18.1%	6.0%	30.0%	19.3%	6.3%	24.5%
	Sell	11.6%	15.4%	18.9%	12.3%	16.2%	21.4%
	OIB	6.5%	-9.4%	11.1%	7.0%	-9.9%	3.1%
	t - stat	(26.9)	(-45.5)	(34.8)	(29.0)	(-48.6)	(10.8)

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

顶行显示，短期投资者占盈余公告发布后机构总交易量的约三分之一，而专注型投资者，即买家和卖家，占其余三分之二。这一发现对于好消息和坏消息都是对称的。此外，无论消息方向如何，专注型买家的 OIB 总是显著为正（好消息后为 13.5%，第 1 列；坏消息后为 15.3%，第 4 列）。同样，专注型卖家的 OIB 总是显著为负（好消息后为 -15%，第 2 列；坏消息后为 -13.7%，第 5 列）。因此，总体上，专注型投资者在公告发布后继续按公告前期间的方向交易。这一发现进一步证明，专注型买家正在积累公司长期头寸，而专注型卖家则逐步减少其持有量。显然，这两类专注型投资者已经提前做出交易决策，并通过在发布日期之外分散交易来最小化执行成本。

相比之下，我们观察到短期投资者的订单不平衡存在不对称性：好消息发布后，他们的购买量超过卖出量 5.5%（第 3 列），而坏消息发布后订单不平衡接近于零（第 6 列）。在公告后的两周窗口期 (2;10) 内，这种不对称性变得更强，短期投资者在好消息后 OIB 超过 11%，而坏消息后仅为 3.1%。总体而言，我们的结果表明，短期投资者在好消息发布后总体上按消息方向交易，可能是遵循 PEAD 策略。而在坏消息发布后，他们的交易则总体上更为平衡。交易 PEAD 策略在坏消息发布后需要开设空头头寸，这比在好消息发布后开设多头头寸更困难且成本更高。

3.3 汇总统计量

图 5 展示了我们分析中使用的所有变量的摘要统计数据。基准公告窗口期 (0;10) 内机构订单不平衡 (OIB) 的平均值和中位数接近于零, 这表明我们样本中正负共识值的公告分布大致相等。

图 5 统计量汇总

	Mean	Std. Dev	Min	25%	Median	75%	Max
<i>OIB</i>	0.038	0.593	-0.996	-0.470	0.050	0.554	1.000
<i>CAR</i> (0; 10)	0.52	10.85	-32.29	-5.24	0.58	6.44	31.96
<i>CAR</i> (11; 128)	0.75	25.77	-79.52	-12.66	0.90	14.79	76.05
<i>SUE</i>	0.041	0.521	-2.931	0.000	0.036	0.150	1.894
<i>MCap</i>	5490	14,531	94	491	1195	3535	109,139
<i>B/M</i>	0.56	0.40	0.05	0.28	0.47	0.72	2.31
<i>Volat</i>	0.44	0.24	0.13	0.27	0.38	0.54	1.34
<i>Turnover</i>	2.44	1.99	0.29	1.10	1.86	3.11	11.11
<i>PreCAR</i>	1.16	19.41	-56.22	-9.10	0.82	11.29	61.51
$ OIB _{TAQ}$	0.14	0.13	0.00	0.04	0.10	0.20	0.64
<i>#Traders</i>	42.25	60.85	5.00	11.00	21.00	46.00	392.00
<i>#Analysts</i>	8.33	5.79	2.00	4.00	7.00	11.00	28.00
<i>Disp</i>	0.03	0.04	0.00	0.01	0.01	0.03	0.26
<i>TradHours</i>	0.14	0.35	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
<i>VIX</i>	22.20	9.45	10.34	15.55	20.96	25.45	64.70

资料来源: 《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》, 华安证券研究所

接下来, 我们报告短期和长期累计异常收益 (*CAR*) 的摘要统计数据, 这是我们分析中的主要因变量。按照 Hong 等 (2012) 和 Chordia 及 Miao (2019) 的做法, 我们使用 Daniel 等 (1997) 的方法计算事件日 ($n; m$) 内的 *CAR*, 作为公司累计收益减去其规模、市净率和动量匹配组合的累计收益。我们选择事件窗口 (0;10) 和 (11;128) 作为研究中的短期和长期公告收益的基准窗口。*CAR*(0; 10) 表示在盈余公告发布后两周内机构共识对初始价格反应的累计异常收益 (以 % 表示)。*CAR*(11; 128) 表示公告后六个月的长期收益 (以 % 表示)。我们在第 4.3 和 4.7 节中检查了主要结果对替代窗口期长度的敏感性。与 *OIB* 类似, 短期和长期 *CAR* 的平均值和中位数接近于零, 这意味着我们样本中对盈余公告的正负回报反应分布大致平衡。

我们的控制变量向量包括盈余公告意外 (*SUE*); 盈余公告前两天的市值 (*MCAP*, 单位为百万美元); 市净率 (*B/M*); 公告前 60 个交易日的年化日收益波动率 (*Volat*); 月均股本周转率 (*Turnover*); 公告前三个月的累计收益 (*CAR*(-64; -2), 即 *PreCAR*); 分析师追踪公司的数量 (*#Analysts*) 和他们预测的离散度 (*Disp*)。我们从 CRSP 数据库获取每日股价、持有期收益、交易量和流通股数数据。*SUE*、*#Analysts* 和 *Disp* 数据来自 I/B/E/S 数据库, 股本账面价值数据来自 Compustat。

我们进一步控制所有市场参与者对新闻的分歧水平, 使用从 NYSE TAQ 数据库计算的订单不平衡绝对值 ($|OIB|_{TAQ}$); 以及盈余公告发布后两周内市场中存在的不同机构交易者数量 (*#Traders*)。我们的最后两个控制变量是一个哑变量 (*TradHours*), 如果公告发生在交易时间内则为 1; 以及用作预期股票市场波动率水平的代理的 *VIX* 指数。所有变量均在 1% 和 99% 水平上进行去极值处理。

我们样本中的平均公司市值为 5,490 百万美元, 而中位数公司市值仅为 1,195

百万美元。强烈的右偏分布证实了样本中存在非常大的公司，这与 Gompers 和 Metrick (2001) 以及 Bennett 等 (2003) 的先前证据一致，即机构主要投资于大盘股。其他变量的统计数据通常与其他论文报告的数据相当。

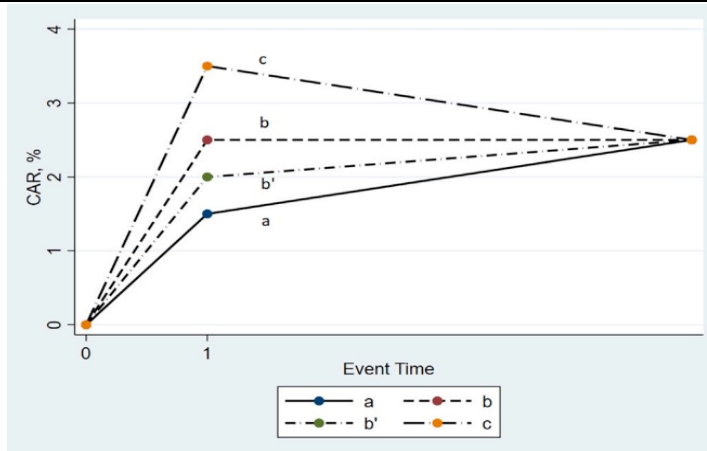
4 机构共识与价格动态

4.1 假设的形成

假设在盈余公告初期存在反应不足的情况 (Bernard & Thomas, 1989, 1990)，机构交易对后续价格动态有两种相互对立的影响。如果机构能够比其他市场参与者更好地处理盈余公告的影响，那么他们在公告后的共识是有信息性的，在短期内将价格推向其新的基本面价值，并减少后续的 PEAD 漂移。相反，如果机构没有更好的信息，其强烈的机构共识仅反映了其交易策略的相似性，例如交易 PEAD，而不是他们对公司新基本面价值的信念。在这种情况下，如果实现的总需求大于预期，机构交易会变得“拥挤”，价格会过度反应，即它们暂时超越新的基本面价值，随后在长期内回撤。

图表 6 展示了上述两种在正面盈余公告后的价格动态假设，假设机构共识在公告日是顺应新闻方向的。假设线 a 表示在公告窗口期内没有机构交易时的基准情况，价格初期反应不足，公告回报为 1.5%，随后有 1% 的正 PEAD。六个月的累计异常回报 $CAR(0; 128)$ 可以计算为 $CAR(0; 10) + CAR(11; 128) = 0.015 + 0.01 = 0.025$ ，即 2.5%。线 b 展示了机构具有优越的信息处理能力的情景，假设新的基本面价值与 a 相同，但机构的有信息性买入将价格完全推向这一新价值。在这种情况下，我们观察到更强的初始价格反应为 2.5%，即 $CAR(0; 10)_b > CAR(0; 10)_a$ ，且 PEAD 不显著，即 $CAR(11; 128)_b = 0$ 。线 b' 展示了另一种可能的情景，即信息性机构交易：初始价格反应为 2%，仍然强于基准情况 a，但价格在公告窗口期内未完全纳入所有新信息。在这种情况下，PEAD 仍为正，为 0.5%，但总体上低于情景 a： $0 < CAR(11; 128)_c < 0 < CAR(11; 128)_a$ 。与 b 和 b' 相反，线 c 描述了机构交易变得“拥挤”的情况：更强的初始价格反应为 3.5%，随后在长期内回撤， $CAR(11; 128)_c$ 的值为负，-1%，即 $CAR(11; 128)_{b'} < CAR(11; 128)_a$ 。长期价格回撤是一个强有力的测试，因为它与 PEAD 文献中记录的价格对盈余公告反应不足相矛盾。

图表 6 利好消息传出后，价格走势有机机构买入压力。



资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

假设存在约束性卖空限制，我们接下来根据新闻方向区分这两种相互对立的效应。具体而言，我们预计在正面新闻发布后更可能出现“拥挤”现象。相反，我们预计机构在负面新闻发布后能够更好地处理盈余公告的影响。总体而言，我们认为开设多头头寸（即使在资本短缺的情况下）所受的摩擦较少，而卖空则因股票持有量不足而受到更多限制。因此，作为买入者进入市场的较低障碍导致在正面新闻发布后具有正反馈交易策略的交易者潜在最大数量高于负面新闻发布后的情况。

在 Stein (2009) 的模型中，交易者潜在最大数量增加伴随着对总需求的不确定性增加。更具体地说，总套利能力，可以理解为精明交易者的数量，被建模为 $n = N \cdot \theta$ ，其中 N 是某一时点的预期套利能力， θ 是一个均值为 1 的随机变量，分布在 $[\theta_L, \theta_H]$ 区间上， $\theta_L \geq 0$ 。 θ 值较低的状态对应于交易新闻的精明投资者数量较少的情况。在这些低 θ 状态中，投资者的总需求较低，加上交易者数量少，导致价格对基本面的反应不足，结果是小的交易收益。然而，为了保持零利润条件，频繁出现的低 θ 状态需要由不那么频繁的高 θ 状态平衡，即当意外大量的精明交易者出现时。在高 θ 状态下，高于预期的需求导致价格过度反应和随后的交易损失，Stein (2009) 描述这种情况为“拥挤交易”效应。用 Stein 的话来说，将总套利能力建模为 $n = N \cdot \theta$ “意味着随着套利部门的预期规模 (N) 增加，对任何特定交易中部署的套利资本的确切数量的不确定性也随之增加”。

在负面新闻发布后，我们预计机构交易更可能推动价格接近基本面。根据 Stein (2009) 的理论，由于总需求的不确定性较低，机构应更能够从当前股价中了解新的基本面价值。因此，我们将第一个假设形式化如下：

假设 1:

假设存在卖空约束，机构共识在正面消息发布后导致“拥挤”，而在负面消息发布后推动价格向基本面靠拢。

我们通过观察公告发布后的价格动态对假设 1 进行实证检验。与 Hong 等 (2012)、Chordia 和 Miao (2019) 以及 Klein (2020) 类似，我们首先分析初始价格反应，测量为公告发布后 0 到 10 天的两周累计异常收益 $CAR(0; 10)$ 。随后，我们检查公告后的长期漂移，测量为 $CAR(11; 128)$ 。

总结一下，我们预计新闻方向上更强的机构共识与更高的初始公告回报相关，

$\frac{\partial CAR(0; 10)}{\partial Cons} > 0$ ，无论是“信息”效应还是“拥挤”效应。我们通过检查公告后的长期回报来实证区分这两种相互对立的效应。如果“信息”效应占主导地位，我们预计长期回报在新闻方向上较弱（此处为正）， $CAR(11; 128) \geq 0$ ，而机构共识的边际效应较弱，即 $\frac{\partial CAR(11; 128)}{\partial Cons} \leq 0$ 。相反，如果“拥挤”效应占主导地位，我们预计长期回报与新闻方向相反（此处为正）， $CAR(11; 128) < 0$ ，且机构共识的边际效应严格为负，即 $\frac{\partial CAR(11; 128)}{\partial Cons} < 0$ 。

我们现在具体说明对假设 1 的实证预测：

1. 我们预计在正面和负面消息发布后，短期回报与机构共识正相关，即

$$\frac{\partial CAR(0; 10)}{\partial Cons} > 0。$$

2. 对于长期异常回报，我们根据消息方向预计如下行为。

- a) 在正面消息发布后，我们预计由于机构投资者拥挤在相似的正反馈策略中导致价格过度反应。因此，我们预计长期回报为负，即 $CAR(11;128) < 0$ ，且机构共识对 $CAR(11;128)$ 有负面影响，即 $\frac{\partial CAR(11;128)}{\partial Cons} < 0$ 。
- b) 在负面消息发布后，我们预计机构共识在短期内推动价格接近基本面。因此，我们预计长期回报较弱为负，即 $CAR(11;128) \leq 0$ ，且机构共识与 $CAR(11;128)$ 之间的关系较弱为负，即 $\frac{\partial CAR(11;128)}{\partial Cons} \leq 0$ 。

我们在第 4.2 和 4.3 节中测试假设 1 及其以上的实证预测。

接下来，我们分析具有不同投资期限的机构投资者在盈余公告后如何影响价格动态。总体而言，与短期投资者相比，具有长期投资期限的专注型投资者有更多动机投入信息处理和管理监控。因此，专注型投资者的共识应该对新的基本面价值具有信息性。相反，仅在盈余公告后交易的短期投资者具有较短的投资期限。因此，短期投资者更可能使用正反馈交易策略，例如交易动量或 PEAD。我们预计，短期投资者的强烈共识反映了其交易策略的相似性，这些策略不将需求锚定在基本面价值上，因此应该导致价格过度反应。

假设存在约束性卖空限制，我们假设正面消息发布后的价格过度反应可能由短期投资者驱动。在正面消息发布后进行 PEAD 交易相对容易，因为不需要开设空头头寸。此外，如 An 等（2021）所记录，我们的样本由很少进行卖空交易的养老金和共同基金组成。Narayanamoorthy（2006）和 Balakrishnan 等（2010）也记录了负面新闻事件的 PEAD 总体较弱。图表 4 的先前发现进一步支持了我们的论点，即短期投资者在正面消息发布后更可能出现拥挤现象。具体而言，我们观察到短期投资者在正面消息发布后总体上表现出正的净需求，即正的 OIB，而在负面消息发布后则为零净需求。

相反，我们预计专注型投资者会推动价格接近基本面，特别是在负面消息发布后，当总需求不确定性较小时（短期投资者的总需求接近于零）。因此，专注型投资者应更能处理负面新闻公告的影响，将其需求锚定在新的基本面价值上。我们将第二个假设形式化如下：

假设 2:

假设存在卖空限制，使用正反馈交易策略的短期投资者的共识在正面消息发布后导致价格过度反应。相反，长期投资的专注型投资者将其交易直接锚定在新的基本面价值上，因此其共识对价格总体上具有稳定作用，特别是在负面消息发布后。

最后，我们区分专注型买家和专注型卖家的预测。假设在 $(-20; -1)$ 窗口期内，无论是专注型买家还是卖家整体上都持不持有空头头寸，买家将在公告前期间增加其持仓，而卖家则减少其持仓。由于其增加的持仓，专注型买家相比专注型卖家更有动机监控盈余公告，并更善于处理盈余消息。我们的第三个假设如下：

假设 3:

专注型买家在处理盈余消息方面优于专注型卖家。因此，与专注型卖家的交易相比，专注型买家的交易更具信息性，并推动股票价格更接近其新的基本面价值。

4.2 初始价格反应

我们首先通过分析机构共识与盈余公告后初始价格反应之间的关系来测试假设 1。总体上，我们预计更正面的机构共识与更高的CAR(0;10)相关。为此，我们估计以下面板 OLS 回归模型：

$$\text{CAR}(0;10)_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{OIB10}_{i,t} + \beta \cdot \sum \text{SUE}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{WeekdayFE} + \sum \text{YearMonthFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，OIB10是在公告窗口期（0;10）内机构订单不平衡的季度内分位排名。我们将其标准化到 0 到 1 的范围内，这样在给定季度内OIB最负的不平衡的公告被赋值为 0，而 OIB 最正的不平衡的公告被赋值为 1。根据 Chordia 和 Miao（2019），我们倾向于使用标准化的分位排名来解释回归系数。直观上，OIB10的系数代表了 OIB的顶部和底部分位之间的CAR(0;10)差异。我们预计 β_1 为正，表明具有更正面机构共识的公告具有更高的初始价格反应。

我们使用虚拟变量 SUE+和 SUE-来控制盈余意外的方向，分别为正面和负面新闻赋值为 1。我们的基准组由盈余意外接近于零的公告组成。如第 3.3 节所讨论，我们还控制了公司的市值（MCAP）、市净率（B/M）、股票的波动率（Volat）、换手率（Turnover）、公告前三个月的 CAR（PreCAR）、分析师追踪公司的数量（#Analysts）、分析师预测的离散度（Disp）、公告窗口期内所有市场参与者的订单不平衡|OIB|_{TAQ}、盈余公告发布后两周内市场中存在的不同机构交易者数量（#Traders）、使用 VIX 指数的股票市场预期波动水平、以及是否在交易时间内发布公告（TradHours）这一哑变量。我们对所有连续变量使用季度内分位排名，标准化到 0 到 1 的范围内。所有回归还包括周几和月份-年份固定效应。为了同时考虑异常收益中的时间序列和横截面相关性，我们在公司和日水平上进行双重聚类标准误。

图表 7 中的模型（1）展示了初始价格反应的结果。与预期一致，OIB10 具有正系数，表明在机构共识顶部分位的公告相对于底部分位的公告具有显著更高的CAR(0;10)为 4.42%。我们观察到，在 SUE+组中，正面新闻后的CAR(0;10)为 3.36%，显著为正，而在 SUE-组中，负面新闻后的CAR(0;10)为-3.56%，显著为负。为了节省空间，我们不报告其他控制变量的系数；

图表 7 机构共识与价格动态

CAR	(0;10) (1)	(0;10) (2)	(11;128) (3)	(11;128) (4)	(11;64) (5)	(11;192) (6)
OIB10	4.426*** (24.81)	4.142*** (15.78)	-0.827** (-2.08)	0.256 (0.38)	0.173 (0.40)	0.397 (0.48)
SUE+	3.361*** (24.51)	3.306*** (14.40)	-0.898** (-2.56)	0.454 (0.75)	0.772** (1.98)	-0.332 (-0.46)
SUE-	-3.561*** (-28.27)	-3.876*** (-18.16)	-0.153 (-0.50)	0.106 (0.19)	0.060 (0.16)	0.165 (0.24)
OIB10 · SUE+		0.110 (0.30)		-2.633*** (-2.61)	-1.382** (-2.21)	-2.333** (-2.01)
OIB10 · SUE-		0.640* (1.77)		-0.476 (-0.52)	-0.187 (-0.30)	-1.161 (-1.02)
R ²	0.08	0.08	0.01	0.01	0.01	0.01
Obs.	52,375	52,375	52,375	52,375	52,375	51,542

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

为了检查在新闻方向条件下机构共识对初始回报的影响，我们在之前的模型中添加了 OIB10 与 SUE 虚拟变量的交互项：

$$\begin{aligned}
 CAR(0; 10)_{i,t} = & \alpha + \beta_1 OIB10_{i,t} + \beta \cdot \sum SUE_{i,t} + \gamma \cdot \sum OIB10 \cdot SUE_{i,t} + Controls_{i,t} \\
 & + \sum WeekdayFE + \sum YearMonthFE + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

图表 7 中的模型（2）显示了相应的结果，包含正面新闻组和负面新闻组相对于盈余意外接近于零的基准组的交互项系数。OIB10 的系数 4.14% 现在捕捉到基准组中共识顶部和底部分位之间的 $CAR(0; 10)$ 差异。交互项 $OIB10 \cdot SUE +$ 的系数捕捉到 $SUE +$ 新闻组中共识顶部和底部分位之间的 $CAR(0; 10)$ 额外差异（同样适用于 $SUE -$ 新闻组的 $OIB10 \cdot SUE -$ ）。尽管 $OIB10 \cdot SUE +$ 的系数不显著，但共识在正面新闻后对初始回报的总效应等于 $OIB10$ 和 $OIB10 \cdot SUE +$ 之和，即 $4.14\% + 0.11\% = 4.25\%$ ，在 1% 的水平上显著。对于负面新闻， $OIB10 \cdot SUE -$ 的系数在 10% 的水平上边际显著，表明负面新闻后共识对 $CAE(0; 10)$ 的额外影响增加 0.64%。负面新闻后的共识对初始回报的总效应为 $4.14\% + 0.64\% = 4.78\%$ 。换句话说，负面新闻后，共识为负的公告（底部分位）相对于共识为正的公告（顶部分位）显示出 4.78% 较低的 $CAR(0; 10)$ 。总体而言，我们的发现与我们的预测一致，即更正面（负面）的机构共识与更高（更低）的 $CAR(0; 10)$ 相关。

共识顶部和底部分位之间的 $CAR(0; 10)$ 差异 4.25% 至 4.78% 不仅在统计上显著，而且在经济上也显著。对于共识底部分位的公告，模型（2）中的 $SUE +$ ($SUE -$) 虚拟变量系数在正面（负面）新闻后分别为 3.31% (-3.88%)。相比之下，共识顶部分位的公告在正面（负面）新闻后显示出 $CAR(0; 10)$ 的额外增加 4.25% (4.78%)，这意味着对 $CAR(0; 10)$ 的总效应高出两倍以上。

尽管我们观察到预期的机构共识与初始价格反应之间的关系，但它可能存在潜在的内生性问题。实际上，机构共识和公告回报可能受到未观察到的因素（如真实盈余意外）的驱动。由于无法控制真实盈余意外，图表 7 中模型（1）和（4）的结果仅表明在新闻方向上更强的机构共识与更高的初始公告回报（绝对值）相关。然而，这些证据对于我们的研究目的已经足够，因为我们通过检查公告后的长期回报来区分“信息”和“拥挤”假设，这不再受内生性问题的影响。

4.3 长期异常回报

在本节中，我们通过考察机构共识与公告后长期回报之间的关系来区分“信息”假设和“拥挤”假设。

为了分析机构共识对长期回报的平均影响，我们首先估计公式（2），现在将 $CAR(0; 10)$ 替换为 $CAR(11; 128)$ 作为因变量。图表 7 中的模型（3）展示了结果。OIB10 的负系数表明，平均而言，共识顶部分位的公告的长期回报比底部分位低 0.83%。结合第 4.2 节的结果，即更强的机构共识导致更大的初始回报（以绝对值计），这种价格动态可能对应于图 1 中的情景 b' ，即更强的初始反应和较弱的漂移，或情景 c，即价格过度反应并随时间回撤初始更高的回报。

为了区分这两种情景，我们接下来根据盈余意外的方向调整机构共识的效应，并在模型（4）中添加 OIB10 与 SUE 虚拟变量的交互项。与第 4.1 节的实证预测一致，我们的负面意外（ $SUE -$ 组）的发现总体支持信息假设。负面意外后，公告后漂移在共识的顶部和底部分位之间没有显著差异，即 $OIB10$ 和 $OIB10 \cdot SUE -$ 系数之和不显著。结合第 4.2 节的结果，共识底部分位的公告显示初始回报低 4.78%，总体价格动态对应于图 1 中的情景 b，即所有新信息在公告窗口期内完全纳入价格中。因此，我们得出结论，负面意外后的机构共识总体上在公告窗口期内推动价格接近基本面

价值，即负面盈余公告后高机构订单不平衡反映了机构投资者对新基本面价值的强烈一致意见。

相反，我们发现正面意外（SUE+组）后存在价格过度反应的证据。价格动态对应于图 1 中的情景 c，即更强的初始价格反应和长期回报回撤。共识底部分位的公告的CAR(11;128)为 0.45%，由SUE+虚拟变量的（不显著）系数 β_2 捕捉到。共识顶部分位的公告的比CAR(11;128)底部分位低 2.37%，由OIB10和OIB10·SUE+系数之和表示（ $\beta_1 + \gamma_1 = 0.26\% - 2.63\% = -2.37\%$ ）。因此，顶部分位公告的CAR(11;128)总值显著为负，等于 $\beta_2 + \beta_1 + \gamma_1 = 0.45\% - 2.37\% = -1.92\%$ 。总体上，初始正价格反应后的长期负回报意味着回报在长期内回撤。因此，共识较强的公告的初始更高CAR(0;10)为 4.25%，在六个月后回撤约一半。

模型（5）和（6）分别报告了替代长期回报窗口CAR(11;64)和CAR(11;192)的类似发现。在模型（5）中，SUE+的 β_2 系数为 0.77%，显著为正，表明正面公告后的长期回报在三个月内继续漂移。这一发现与之前的 PEAD 文献（Bernard & Thomas, 1989, 1990）一致。相反，具有高共识值的正面公告的长期回报显著低于 $\beta_1 + \gamma_1 = 0.17\% - 1.38\% = -1.21\%$ ，这意味着长期回报回撤在三个月后已经开始。

然而，与六个月后的-2.37%相比，这种回撤不那么显著。九个月后（模型6），具有高共识值的正面公告的长期回报仍显著低于-1.93%。然而，由于六个月和九个月

月漂移之间的差异不显著，我们得出结论，长期回报在公告发布六个月后趋于稳定。在第 4.7 节中，我们还提供了对OIB指标替代定义和不同公告窗口长度的稳健性检验。

总体而言，实证证据支持我们的假设 1 的预测。在负面消息发布后，我们发现强烈的负面机构共识是有信息性的，推动价格接近基本面。在正面消息发布后，强烈的正面共识可能更多地与机构投资者拥挤在正反馈交易策略中有关。在下一节中，我们将分析不同机构群体在正面和负面盈余公告后对这些观察到的价格动态差异的贡献。

4.4 专注型投资者与短期投资者

在本节中，我们分析不同投资期限的机构投资者在盈余公告后如何影响价格动态。为了测试假设 2 和 3，我们重新估计图表 7 中模型（2）和（4）的基线回归，现在分别计算每个交易者类别的共识：专注型买家、专注型卖家和短期投资者。我们按照图表 4 的方法计算每个交易者类别的OIB，即在公告窗口期（0;10）内其买入和卖出量的差值，按总交易量进行标准化。

图表 8 中的模型（1）和（2）分别展示了以CAR(0;10)和CAR(11;128)为因变量，专注型买家共识的OIB10分位排名的结果。与假设 2 一致，我们观察到专注型买家的共识在负面消息后具有信息性。在负面消息发布后，买家的强正面共识总体上与模型（1）中 2.78%的更高初始回报相关，即 $\beta_1 + \gamma_2 = 0.92\% + 1.86\% = 2.78\%$ ，且模型（2）中的漂移不显著。这些结果表明，专注型买家通过在负面消息后作为反向交易者进行交易，推动价格接近基本面，并帮助避免过度反应。在正面消息发布后，尽管 OIB10·SUE+的系数为负，买家共识对 CAR(0;10)的总体效应 $\beta_1 + \gamma_1 = 0.92\% - 1.73\% = 0.81\%$ ，总体上不显著。我们也没有观察到对长期回报的任何显著影响，因此得出结论，专注型买家在正面消息后不会导致价格过度反应。

对不同消息方向买家共识的观察到的不对称性可能可以通过盈余信号的精确度来解释。根据 Penno（1996），公司管理层应在负面公告后选择更高的披露精度，

而相对于正面公告。如果新闻信号为负，则会跟随大量的信息生产，以避免外部投资者低估公司。在正面新闻后，较低的精度最优，以最大化公司的预期价值。因此，由于其更高的精确度，市场参与者应更能处理负面盈余公告对公司未来价值的影响。

此外，从图表 4 中可以看到，买家在正面消息发布后前两周的 OIB 为 6.5%，远低于短期投资者的 OIB 为 11.1%。因此，在正面消息发布后，短期投资者主要主导购买量及价格变动。相比之下，买家在负面消息后贡献了大部分的稳定购买，而短期投资者的交易则较为平衡。

表 6 中的模型 (3) 和 (4) 展示了专注型卖家的共识的相应结果。与假设 3 一致，我们没有发现共识对短期或长期回报有任何显著影响。由于其较高的库存暴露，专注型买家自然对正确处理新闻更感兴趣，这解释了为什么我们观察到专注型买家的效应而不是卖家的效应。

与假设 2 一致，表 6 的最后两个模型确认正面消息后价格过度反应主要由短期投资者驱动。他们的共识在模型 (5) 中对短期回报具有最强的经济效应，即 $\beta_1 + \gamma_1 = 5.17\% + 1.22\% = 6.39\%$ ，并在模型 (6) 中导致显著的长期负回报，即 $\beta_1 + \gamma_1 = 0.30\% - 2.14\% = -1.84\%$ 。在负面消息后，我们没有发现价格过度反应的证据。如前所述，短期投资者在负面消息后进行 PEAD 交易较为困难，因为这需要开设空头头寸。这一解释在图表 4 中得到实证支持，即负面消息后短期投资者的净需求接近于零。

图表 8 机构共识与价格动态：专注型与短期投资者

CAR	Buyer		Seller		Transient	
	(0;10)	(11;128)	(0;10)	(11;128)	(0;10)	(11;128)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OIB10	0.920*** (3.73)	0.572 (0.88)	0.864*** (3.35)	-0.462 (-0.72)	5.169*** (19.80)	0.297 (0.45)
SUE+	4.254*** (17.43)	-0.355 (-0.58)	3.348*** (14.32)	-0.217 (-0.36)	2.629*** (11.59)	0.256 (0.43)
SUE-	-4.573*** (-19.36)	0.200 (0.36)	-3.385*** (-15.30)	-0.076 (-0.14)	-3.348*** (-16.51)	0.142 (0.27)
OIB10 · SUE+	-1.729*** (-4.46)	-1.055 (-1.04)	0.025 (0.06)	-1.570 (-1.68)	1.224*** (3.37)	-2.140** (-2.18)
OIB10 · SUE-	1.867*** (5.25)	-0.597 (-0.66)	-0.545 (-1.47)	0.097 (0.11)	-0.317 (-0.88)	-0.448 (-0.49)
R ²	0.07	0.01	0.07	0.01	0.09	0.01
Obs.	50,649	50,649	47,796	47,796	51,888	51,888

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

我们进一步通过计算专注型和短期投资者在盈余公告前后各自的平均相对毛交易收入 (RGTR, 以%计) 来检查其交易的盈利能力。我们首先假设期初的库存位置为零，并在期末价格评估最终位置来计算特定时期的投资者毛交易收入 (GTR)。RGTR 进一步按各机构的交易活动进行标准化，测量为总交易量。我们使用以下公式计算盈余公告 (EA) 前 (后) 季度每位管理者的 RGTR:

$$RGTR = \frac{\sum_{t=1}^T (P_t Q_t) + P_T \sum_{t=1}^T Q_t}{\sum_{t=1}^T (P_t |Q_t|)} \quad (4)$$

其中， P_t 是管理者在交易 t 的价格， $t = 1, \dots, T$ ； Q_t 是交易 t 的签署交易量，买入为正值，卖出为负值； $|Q_t|$ 是交易 t 的绝对值； P_T 是该股票在季度最后一天的收盘价，我们用作管理者期末库存 $\sum_{t=1}^T Q_t$ 的结算价。如果假设季度初的库存位置为零，

公式（4）的第一个项 $\sum_{t=1}^T(P_t Q_t)$ 代表了管理者所有已执行交易的季度美元利润/亏损，而不考虑期末库存。第二项 $P_T \sum_{t=1}^T Q_t$ 调整为期末库存位置 $\sum_{t=1}^T Q_t$ 的美元价值，通过以结算价 P_T 评估其库存位置。分子中的两个项的和给出季度毛交易收入（GTR，美元计）。然后我们将其按管理者在季度内的总交易量进行标准化， $\sum_{t=1}^T(P_t |Q_t|)$ ，即季度投资资本，得到季度相对毛交易收入（RGTR）。然后我们分别对专注型和短期投资者的所有管理者进行平均。

图表9显示了每个交易者类别在好消息（第1到3列）和坏消息（第4到6列）后的平均RGTR（%计）。第一行显示了公告前季度（-64; -1）的平均RGTR。t统计量用于检验平均RGTR等于零的原假设，报告在括号内。最后两行报告了公告后季度（0; 64）的相应统计量。

在EA前季度，我们观察到买家在正面**盈余公告前**获得显著的1.14%，但在负面公告前损失-0.19%。正如预期，卖家的利润模式相反：平均而言，他们在正面公告前损失-0.62%，而在负面公告前获得0.28%。总体而言，买家在所有盈余公告前的交易，其平均回报约为1%，比卖家（平均回报约为-0.34%）更有利可图。这一结果与之前的文献一致，即机构在正面盈余公告前进行信息性交易。

对于我们的研究目的更重要的是，我们接下来查看公告后季度的盈利能力。专注型买家在正面和负面新闻发布后都能盈利，分别获得0.15%和0.39%。相比之下，专注型卖家总是亏损，而短期投资者的盈利能力取决于新闻方向。在正面新闻发布后，他们获得显著的0.36%，可能是通过在PEAD交易中获利。在负面新闻发布后，他们的利润接近于零，与其在负面新闻发布后OIB接近于零一致（见图表4）。

总体而言，我们的发现支持我们的假设2和3，即**专注型买家能够更好地处理盈余公告中包含的信息**。他们不仅在新闻发布前，而且在新闻发布后，无论新闻方向如何都能盈利。此外，在负面消息后，这些消息可能更容易处理，他们的反向交易有助于避免过度反应，并推动价格朝着其新基本面价值的方向发展。我们没有发现专注型卖家有任何显著的效应，因为其对股票的总体暴露较低，无法为他们提供像专注型买家那样密切监控新闻的动机。相比之下，我们发现短期投资者在新闻方向上的交易，可能是遵循PEAD策略，在正面新闻发布后导致价格过度反应。虽然短期投资者在盈余公告后的季度中获得了正利润，但他们的不稳定套利实际上损害了市场中其他投资者的利益。这个结果首次为Stein（2009）的理论提供了实证支持，即价格过度反应是由于追随正反馈策略的投资者拥挤所致，我们将在下一节中更直接地测试这一点。

在进一步的分析中，我们使用了基于ANcerno客户类型（即养老金计划发起者和资产管理者）的机构投资者投资期限的替代识别方法。根据Huang等（2019），由于不面临投资者流出带来的频繁赎回压力，养老金计划发起者的投资期限应比资产管理者更长。因此，我们预计养老金计划发起者的共识更具信息性。互联网附录中的表IA4展示了对这两类投资者的基线回归结果。我们发现，养老金计划发起者的共识在负面新闻发布后对初始回报有更强的影响。然而，我们没有发现这两类投资者在长期回报上有任何显著差异。因此，我们得出结论，**相比于其类型的分类，基于公告前期交易的机构投资者分类能更清晰地识别其投资期限**。

图表 9 相对毛交易收入 (RGTR): 专注型与短期投资者

Period	Good news			Bad news		
	Buyer (1)	Seller (2)	Transient (3)	Buyer (4)	Seller (5)	Transient (6)
Quarter Before EA	1.14% (88.88)	-0.62% (-39.68)		-0.19% (-17.99)	0.28% (23.90)	
Quarter After EA	0.15% (6.93)	-0.06% (-2.05)	0.36% (30.67)	0.39% (17.51)	-0.35% (-14.36)	0.02% (1.67)

资料来源: 《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》, 华安证券研究所

4.5 拥挤与价格过度反应: 专注型与短期投资者

Stein (2009) 的主要预测是, 追随正反馈交易策略 (如交易 PEAD) 的精明投资者的拥挤会导致交易需求过高。这种过度需求可能导致价格过度反应。我们接下来通过实证检验这一预测, 检查在机构投资者更拥挤的时期, 价格过度反应是否更强。具体来说, 我们使用两个投资者拥挤的代理变量: (1) 盈余公告发布后同时存在于市场中的机构交易者数量; (2) 机构投资者对盈余公告的关注度。

根据交易者数量进行条件分割: 如果短期投资者确实在正面新闻后进行 PEAD 交易, 那么我们预计在拥挤更可能发生的情况下, 即当许多投资者同时按新闻方向交易时, 价格过度反应会更强。相比之下, 专注型买家在处理新闻时会投入更多的努力, 因此在负面新闻后应无论市场上其他买家的总数量如何都进行信息性交易。

为了测试这一预测, 我们按公告发布后两周内市场中不同交易者的中位数数量, 将样本分别分为专注型买家和短期投资者。图表 10 的面板 A 报告了短期投资者共识的结果。我们复制了表 6 中的分析, 分别对“交易者多” (即公告窗口期 (0;10) 内短期投资者数量高于中位数) 和“交易者少” (即短期投资者数量低于中位数) 的公告进行分析。

模型 (1) 和 (2) 显示了在许多短期投资者同时按新闻方向交易时 (即拥挤更可能发生时), 公告后的短期和长期回报结果。模型 (3) 和 (4) 则展示了市场上只有少数短期投资者时的相应结果 (即拥挤可能性较小时)。与 Stein (2009) 的预测一致, 我们仅在许多短期投资者同时按新闻方向交易时观察到显著的价格过度反应。公告窗口期前两周的初始更高回报, 即短期共识顶部位的公告为 $6.31\% + 0.95\% = 7.26\%$ (模型 1), 随后是长期回报降低 3.86% (模型 2)。因此, 对于短期投资者更可能拥挤的公告, 初始更强的价格反应在新闻发布后六个月内消散了一半。相比之下, 当公告发布后只有少数短期投资者进行交易时, 我们没有观察到任何显著的过度反应 (模型 3 和 4)。

图表 10 专注型与短期投资者：投资者拥挤条件下的分析

Panel A: Transient				
CAR	Many traders		Few traders	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
<i>OIB10</i>	6.310*** (16.47)	-0.827 (-0.98)	4.067*** (11.72)	1.465 (1.53)
<i>SUE+</i>	2.803*** (8.10)	0.999 (1.23)	2.261*** (7.30)	0.025 (0.03)
<i>SUE-</i>	-3.072*** (-10.30)	-0.200 (-0.28)	-3.781*** (-13.57)	0.535 (0.70)
<i>OIB10 · SUE+</i>	0.950** (1.97)	-3.043** (-2.30)	1.857*** (3.87)	-2.246 (-1.67)
<i>OIB10 · SUE-</i>	-0.643 (-1.18)	0.265 (0.21)	0.312 (0.67)	-1.392 (-1.12)
<i>R</i> ²	0.10	0.01	0.09	0.01
<i>Obs.</i>	24,042	24,042	27,846	27,846

Panel B: Buyer				
CAR	Many traders		Few traders	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
<i>OIB10</i>	1.458*** (4.31)	1.663* (1.90)	0.321 (0.86)	-0.768 (-0.74)
<i>SUE+</i>	4.307*** (12.11)	0.075 (0.10)	4.025*** (11.73)	-1.088 (-1.14)
<i>SUE-</i>	-4.077*** (-12.52)	0.778 (1.14)	-5.128*** (-14.98)	-0.601 (-0.70)
<i>OIB10 · SUE+</i>	-1.651*** (-3.10)	-1.459 (-1.15)	-1.467*** (-2.71)	-0.153 (-0.10)
<i>OIB10 · SUE-</i>	1.101** (2.19)	-1.714 (-1.45)	2.679*** (5.05)	0.761 (0.56)
<i>R</i> ²	0.08	0.01	0.07	0.01
<i>Obs.</i>	23,992	23,992	26,657	26,657

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

面板 B 显示了专注型买家的共识的相应结果。重要的是，我们之前的发现，即专注型买家在负面发布后推动价格接近基本面，不论市场上专注型买家的总数量如何，依然成立。两个子样本“交易者多”和“交易者少”的结果类似于表 6 中的模型（1）和（2）。如果有任何不同，当市场上只有少数专注型买家时，*OIB10 · SUE-*的系数更高（模型 3），这表明那些即使在没有其他交易者的情况下继续交易的买家确实更善于处理盈余公告中的信息。

根据投资者关注度进行条件分割：我们的第二个投资者拥挤代理变量是投资者对盈余公告的关注度。根据 DeHaan 等（2015），我们将非繁忙报告日发布的公告定义为高关注度，即样本中盈余公告数量低于中位数的天数。其背后的理由是，如果当天发布的盈余公告总数相对较少，所有短期投资者都必须将注意力集中在相同的股票上。因此，特定日发布的公告总数越少，短期投资者的关注度就越高，进而他们对盈余公告股票的交易压力也越大。因此，我们预计如果特定日的盈余公告受到高度关注，价格过度反应会更强。

然而，高投资者关注度不一定对价格效率有害。相反，专注型买家更高的关注度应有助于信息纳入价格，因为他们具有更好的信息处理能力，并将交易锚定在新的基本面价值上。因此，我们预计在非繁忙报告期间发布的公告中，专注型买家会更快地推动价格接近基本面，即当他们的关注度较高时。

图 11 的面板 A 报告了短期投资者共识的结果。总体布局与图 10 类似。与我们的预期一致，我们仅在投资者关注度高的盈余公告后观察到价格过度反应，即当短期投资者更可能在相同股票上拥挤时（模型 1 和 2）。相比之下，我们在繁忙报告期间没有观察到任何价格过度反应，当短期投资者更可能将注意力分散在更多股票上时（模型 3 和 4）。对于专注型买家（面板 B），我们发现了相反的投资者关注度效应。在高关注度和低关注度期间发布的负面公告后，他们继续进行信息性交易，但当他们的总体关注度较高时，他们的交易对初始回报的影响更大。模型（1）中 $OIB10 \cdot SUE-$ 的系数为 2.37%，显著高于模型（3）中的对应系数 1.32%。

因此，专注型买家在非繁忙报告期间更快地将价格推向基本面，当他们能够更多地关注盈余公告中的信息时。

图 11 专注型与短期投资者：投资者注意力条件下的分析

Panel A: Transient				
CAR	High attention		Low attention	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
$OIB10$	5.147*** (13.71)	0.951 (1.05)	5.189*** (14.11)	-0.337 (-0.36)
$SUE+$	2.744*** (8.13)	-0.062 (-0.07)	2.512*** (8.40)	0.610 (0.73)
$SUE-$	-3.361*** (-11.18)	0.148 (0.19)	-3.319*** (-11.72)	0.116 (0.16)
$OIB10 \cdot SUE+$	1.093** (2.07)	-2.895** (-2.21)	1.315*** (2.67)	-1.460 (-1.01)
$OIB10 \cdot SUE-$	0.058 (0.11)	-0.775 (-0.62)	-0.715 (-1.39)	-0.126 (-0.10)
R^2	0.09	0.01	0.10	0.01
Obs.	26,282	26,282	25,606	25,606

Panel B: Buyer				
CAR	High attention		Low attention	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
$OIB10$	0.673* (1.88)	1.058 (1.12)	1.175*** (3.59)	0.117 (0.13)
$SUE+$	4.085*** (11.62)	-0.528 (-0.64)	4.411*** (13.59)	-0.214 (-0.23)
$SUE-$	-4.629*** (-14.38)	0.655 (0.84)	-4.491*** (-13.91)	-0.334 (-0.43)
$OIB10 \cdot SUE+$	-1.467*** (-2.67)	-2.047 (-1.50)	-2.011*** (-3.77)	-0.068 (-0.04)
$OIB10 \cdot SUE-$	2.369*** (4.71)	-1.839 (-1.43)	1.318*** (2.74)	0.732 (0.57)
R^2	0.07	0.01	0.08	0.01
Obs.	25,577	25,577	25,072	25,072

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

总体而言，我们的发现强烈支持 Stein（2009）模型的预测。我们发现，在正面报告发布后，价格过度反应确实更强，公告发布后同时交易的短期投资者数量较多。非繁忙报告期间发布的公告过度反应更强，当短期投资者更可能集中交易在相同股票上时。相比之下，我们记录到专注型买家在负面盈余公告后继续进行信息性交易，无论市场上买家的总数量如何。此外，当他们能够更多地关注盈余公告中的信息时，他们的交易更具信息性。

4.6 专注型与短期投资者：信息不对称和卖空限制条件

信息不对称：我们假设，当管理层与投资者之间的信息不对称程度较高时，盈余公告对新基本面价值的影响对短期投资者来说更难处理，从而增加了他们需求的总不确定性和拥挤的可能性。因此，在正面消息发布后，对于信息不对称程度较高的股票，价格过度反应应该更为显著。我们通过较高的回报波动率和较低的市值来代理信息不对称程度。此外，我们还预计在市场不确定性较大的时期（如 VIX 指数较高的时期），信息不对称程度更高，从而导致更强的价格过度反应。

较高的信息不对称不应像短期投资者那样显著影响专注型买家的交易，因为专注型买家在信息收集和管理层监控上付出了额外的努力。如果他们确实具备更好的信息处理能力，我们预计他们会进行信息性交易，而不受股票特性和市场不确定性的影响。

我们首先通过股票波动率 Volat 的中位数将样本分割来测试我们的预测。然后我们分别对波动率较高（即高于中位数）和波动率较低（即低于中位数）的股票复制表 6 中的分析。图表 12 的面板 A 报告了短期投资者共识的结果。布局类似于图表 10 和图表 11。

我们的结果显示，在正面发布后，强烈的短期投资者共识导致波动性较高股票的价格过度反应，而波动性较低的股票则没有。在模型（1）中，短期投资者的强烈共识与波动性较高股票的短期回报增加 8.27% 相关。此后，模型（2）中的长期回报回撤为 $0.94 - 4.26 = -3.32\%$ 。模型（3）和（4）显示，波动性较低的股票也显示短期回报增加 3.73%，但其漂移不显著。

图表 12 短期机构共识与价格动态：信息不对称条件下的分析

Panel A: Stock volatility				
CAR	High volat		Low volat	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
<i>OIB10</i>	7.839*** (16.21)	0.943 (0.73)	3.288*** (13.97)	-0.253 (-0.40)
<i>SUE+</i>	3.474*** (8.87)	0.479 (0.45)	2.485*** (10.70)	0.025 (0.04)
<i>SUE-</i>	-3.375*** (-8.69)	0.712 (0.70)	-2.856*** (-15.40)	-0.360 (-0.71)
<i>OIB10 · SUE+</i>	0.431 (0.69)	-4.257** (-2.50)	0.442 (1.16)	0.226 (0.22)
<i>OIB10 · SUE-</i>	-0.627 (-0.96)	-1.438 (-0.87)	-0.901*** (-2.66)	0.273 (0.31)
<i>R</i> ²	0.09	0.02	0.12	0.03
<i>Obs.</i>	25,877	25,877	26,011	26,011

Panel B: Size				
CAR	Small		Large	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
<i>OIB10</i>	5.803*** (12.87)	0.697 (0.59)	4.679*** (15.60)	-0.092 (-0.12)
<i>SUE+</i>	2.708*** (7.24)	0.282 (0.30)	2.578*** (9.34)	-0.253 (-0.34)
<i>SUE-</i>	-4.382*** (-12.21)	0.019 (0.02)	-2.245*** (-9.81)	-0.043 (-0.07)
<i>OIB10 · SUE+</i>	1.384** (2.36)	-3.212** (-2.13)	0.229 (0.52)	-0.699 (-0.60)
<i>OIB10 · SUE-</i>	-0.030 (-0.05)	-1.343 (-0.91)	-0.992** (-2.40)	0.693 (0.64)
<i>R</i> ²	0.10	0.01	0.09	0.01
<i>Obs.</i>	25,752	25,752	26,136	26,136

Panel C: VIX				
CAR	High VIX		Low VIX	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
<i>OIB10</i>	6.393*** (16.17)	1.440 (1.34)	3.959*** (12.56)	-0.879 (-1.13)
<i>SUE+</i>	2.832*** (8.42)	1.565* (1.72)	2.451*** (8.78)	-0.993 (-1.37)
<i>SUE-</i>	-3.357*** (-10.16)	0.523 (0.64)	-3.352*** (-13.97)	-0.210 (-0.32)
<i>OIB10 · SUE+</i>	0.913* (1.70)	-5.469*** (-3.54)	1.513*** (3.22)	1.161 (0.98)
<i>OIB10 · SUE-</i>	-0.126 (-0.22)	-0.962 (-0.67)	-0.459 (-1.06)	0.075 (0.07)
<i>R</i> ²	0.08	0.01	0.11	0.01
<i>Obs.</i>	25,912	25,912	25,976	25,976

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

图表 12 的面板 B 和 C 根据股票市值和 VIX 指数的样本分割进一步支持我们的预测。正如预期的那样，短期投资者的强烈共识仅在小盘股和整体市场不确定性较高的时期（即样本中所有月份中高于中位数的 VIX）导致价格过度反应。我们没有发现大盘股或低 VIX 时期的价格过度反应的证据（模型 3 和 4）。对于大盘和波动性较低的股票（低 VIX 时期），价格过度反应的可能性较小，因为对短期投资者需求的总不确定性较小。这种情况对应于 Stein（2009）的情景，即套利者仍在交易 PEAD，但其数量少于或等于预期值，因此其需求不足以导致过度反应。

我们在互联网附录的表 IA5 中报告了专注型买家共识的相应结果。与短期投资者相反，专注型买家继续进行信息性交易，而不受信息不对称的影响。我们继续观察到与表 6 中模型（1）和（2）相同的系数模式，即在负面发布后，买家进行反向购买。此外，在信息不对称程度更高的负面发布后，专注型买家共识的抑制效应更强（见每个面板中的模型（1））。这些发现总体上证实了我们的假设，即专注型买家确实能够更好地处理盈余公告中包含的信息，即使对于信息不对称程度更高的股票也是如此。

卖空限制：虽然我们样本中的机构投资者（共同基金和养老金）很少自己进行卖空，但其他市场参与者可能会对不同股票的卖空限制程度做出反应。

如果一只股票面临较少的卖空限制，我们预计短期投资者在负面消息发布后也会进行 PEAD 交易。这里的短期投资者指的是市场中的其他短期投资者（如对冲基金），而不是我们样本中的投资者。因此，对于卖空限制较少的股票，我们应该观察到负面消息发布后的价格过度反应，即短期负回报，随后是长期正回报。

在正面消息发布后，我们预计卖空限制较多的股票价格过度反应更强。根据 Miller（1977）的理论，“在一个几乎没有卖空的市场中，对特定证券的需求将来自少数持有最乐观预期的投资者”。因此，卖空限制较多的股票在正面消息发布后特别可能被高估，因为它们主要由乐观的投资者持有。即使理性的套利者意识到股票被高估，在卖空限制存在的情况下，他们也很难将价格推回基本面。

我们使用两种衡量股票卖空限制程度的指标来测试上述预测：可积极借出证券的利用率和可借用股票数量。我们从 2002 年至 2010 年期间获取了这两项指标的数据。具体来说，可借用股票数量（以 % 计）是按在借贷计划中可积极借出证券的数量除以总流通股数计算的。我们将可借用股票数量低于中位数的股票定义为卖空限制较多的股票。利用率是按当前借出的可积极借出证券的百分比计算的，即借出的资产价值除以可借用数量。我们将利用率高于中位数的股票定义为卖空限制较多的股票。

图表 13 的面板 A 报告了利用率的结果，面板 B 报告了可借用股票数量的结果。其余布局类似于图表 12。

我们发现了强有力的实证支持。具体而言，我们观察到卖空限制较多的股票在正面消息发布后价格过度反应更强（每个面板中的模型 1 和 2）。在模型（2）中，长期回报中 $OIB10 \cdot SUE+$ 的系数显著为负。相比之下，我们没有观察到卖空限制较少的股票中 $OIB10 \cdot SUE+$ 对长期回报的显著影响，如模型（4）所报告的。

图表 13 短期机构共识与价格动态：卖空限制条件下的分析

Panel A: Utilization, %				
CAR	High utilization		Low utilization	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
OIB10	3.522*** (8.10)	-0.795 (-0.79)	3.920*** (11.08)	0.333 (0.40)
SUE+	3.762*** (9.91)	1.428 (1.47)	3.008*** (8.54)	0.141 (0.18)
SUE-	-4.619*** (-12.51)	0.621 (0.69)	-3.741*** (-12.08)	1.257** (1.96)
OIB10 · SUE+	0.325 (0.54)	-3.007** (-1.96)	0.255 (0.46)	-0.745 (-0.58)
OIB10 · SUE-	0.695 (1.14)	-0.122 (-0.08)	0.433 (0.85)	-1.408 (-1.16)
R ²	0.11	0.01	0.10	0.01
Obs.	18,615	18,615	18,628	18,628

Panel B: Quantity Available for Borrowing/Shares Outstanding, %				
CAR	Low quantity		High quantity	
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;10) (3)	(11;128) (4)
OIB10	4.657*** (11.72)	0.358 (0.40)	4.084*** (11.47)	-1.261 (-1.37)
SUE+	1.944*** (5.35)	1.155 (1.34)	3.455*** (9.80)	0.558 (0.62)
SUE-	-3.595*** (-11.68)	0.389 (0.50)	-3.903*** (-12.48)	1.060 (1.38)
OIB10 · SUE+	1.773*** (3.07)	-2.401** (-1.98)	1.041* (1.77)	-1.262 (-0.90)
OIB10 · SUE-	-0.475 (-0.86)	-0.234 (-0.18)	-0.149 (-0.28)	-0.364 (-0.26)
R ²	0.11	0.01	0.11	0.01
Obs.	18,440	18,440	18,465	18,465

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

此外，我们确实观察到卖空限制较少的股票在负面消息发布后价格过度反应（模型 3 和 4）。在模型 3 中，SUE-对短期回报的系数显著为负，并在模型 4 中转为正。然而，正如预期的那样，这种价格过度反应不是由我们样本中的短期投资者驱动的，因为 OIB10 · SUE-的系数仍不显著。因此，我们得出结论，这种现象是由市场中的其他短期投资者（如对冲基金或自营交易公司）驱动的，这些投资者不构成我们样本的一部分。

4.7 稳健性检验

替代共识衡量标准：我们首先使用机构共识的替代衡量标准 ΔOIB 来检验主要结果的稳健性。 ΔOIB 计算为公告窗口期（0;10）内 OIB 与公告前期（-20;-1）内 OIB 的差值。表 14 中的模型（1）和（2）复制了我们的基线回归，即图表 7 中的模型（2）和（4），使用 ΔOIB 的分位数及其与 SUE+和 SUE-虚拟变量的交互项。总体上，我们发现短期和长期回报的统计和经济效果相似。由于所有结果几乎不变，我们更倾向于使用 OIB 作为基准衡量标准，因为它更简单。

图表 14 机构共识与价格动态：稳健性检验

CAR	ΔOIB			OIB		
	(0;10) (1)	(11;128) (2)	(0;5) (3)	(6;128) (4)	(0;20) (5)	(21;128) (6)
OIB10	3.039*** (12.31)	0.961 (1.51)	3.584*** (15.37)	0.321 (0.46)	5.008*** (15.27)	0.304 (0.45)
SUE+	3.216*** (13.85)	0.263 (0.46)	3.559*** (17.43)	0.460 (0.77)	3.374*** (12.41)	0.362 (0.60)
SUE-	-4.375*** (-19.93)	-0.019 (-0.03)	-3.753*** (-18.95)	0.003 (0.01)	-3.623*** (-13.90)	0.096 (0.18)
OIB10 · SUE+	0.380 (1.01)	-2.300** (-2.48)	-0.650* (-1.94)	-2.341** (-2.31)	0.194 (0.43)	-2.729*** (-2.61)
OIB10 · SUE-	1.606*** (4.45)	-0.172 (-0.19)	0.341 (1.07)	-0.297 (-0.31)	0.453 (1.00)	-0.707 (-0.78)
R ²	0.08	0.01	0.09	0.01	0.07	0.01
Obs.	52,345	52,345	52,306	52,306	52,375	52,375

资料来源：《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》，华安证券研究所

替代公告窗口期：表 14 中的模型（3）到（6）展示了不同长度的公告窗口期的结果。在图表 7 的基线回归中，我们使用两周公告窗口期（0;10）和六个月公告后窗口期（11;128）。模型（3）报告了较短公告窗口期（0;5）的结果，模型（4）报告了相应公告后窗口期（6;128）的结果。为了一致性，我们在窗口期（0;5）内计算 OIB 以衡量这两个模型中的机构共识。CAR(0; 5)对 OIB(0; 5)的敏感度为 3.58%，低于基准模型中 CAR(0; 10)对 OIB(0; 10)的敏感度 4.14%。这一较弱的短期回报敏感度表明，机构确实需要更多时间来处理新闻的方向。在模型（4）中的长期回报中，我们继续观察到交互项 OIB10 · SUE+的负且显著的系数。

模型（5）报告了较长公告窗口期（0;20）的结果，模型（6）报告了相应公告后窗口期（21;128）的结果。与之前一样，为了一致性，我们在窗口期（0;20）内计算 OIB 以衡量这两个模型中的机构共识。我们观察到短期回报对 OIB(0; 20)的敏感度在模型（5）中略强于基线回归。正面消息后的长期回报回撤在经济上具有相似的量级。因此，我们得出结论，我们的主要结果在较长的（0;20）窗口期内也成立。

5 结论

在本文中，我们探讨了机构投资者是否能够集体处理盈余公告中的信息，并通过其交易将这些信息纳入价格中。我们将机构投资者对当前股票估值的集体意见称为他们的共识，高共识应反映出机构交易者对新基本面价值的强烈一致意见，但这也可能表明他们在遵循相似的交易策略，例如动量交易或 PEAD。为了区分这些可能性，我们研究了机构共识对价格效率的两种相互对立的影响。如果机构投资者具备优越的信息处理能力，他们的交易应在公告发布后将价格推向基本面价值。相反，如果机构投资者机械地遵循正反馈交易策略，而不将需求锚定在基本面价值上，他们的强烈需求应导致拥挤，并因此导致价格过度反应，这与 Stein（2009）的预测一致。

我们的研究发现，机构投资者更能处理负面盈余公告的影响，而在正面发布后更可能出现拥挤现象。我们通过机构投资者在正面消息后的总需求不确定性更大来解释这一不对称性。由于建立多头头寸比空头头寸更容易，正面消息后潜在投资者的最大数量更高。在 Stein（2009）的理论中，潜在套利者数量越多，实现的套利

者数量的不确定性也越大。这种不确定性导致投资者拥挤和价格过度反应的概率更高。我们的发现表明，在正面消息发布后，更强的机构共识反映了对正反馈策略（如 PEAD 交易）的拥挤。相比之下，在负面消息发布后，机构进行信息性交易，因为较低的总卖出需求不确定性帮助他们更好地从当前股票价格中推断出新基本面价值。

我们进一步根据机构的投资期限和发布前的股票持仓情况将其分类，以区分那些更可能基于基本面交易的投资者和那些更可能基于 PEAD 交易的投资者。我们的研究表明，具有长期投资期限的投资者（即专注型投资者）总体上比具有短期投资期限的投资者（即短期投资者）更善于处理盈余信号，因为专注型投资者更有可能对公司的基本面有更深入的了解。相比之下，短期短期投资者更可能基于 PEAD 交易，他们的拥挤会导致正面盈余发布后由于需求不确定性增加而导致的价格过度反应。

我们的论文为文献中常见的假设提供了支持证据，即机构投资者具备优越的信息处理能力。然而，我们的结果显示，这一结论仅适用于具有长期投资期限的部分投资者。相反，遵循正反馈策略的短期投资者可能对股票价格产生不稳定的影响。虽然短期投资者在盈余公告后的季度中获得了正利润，但其不稳定套利的长期后果很可能由市场中不那么精明的（零售和机构）投资者承担。

文献来源：

核心内容摘选自 Olga Klein, Daniel Klein 于 2024 年 5 月 20 日在 International Review of Financial Analysis (IRFA) 上的文章《Institutional consensus after earnings announcements: Information or crowding?》

风险提示：

文献结论基于历史数据与海外文献进行总结；不构成任何投资建议。

重要声明

分析师声明

本报告署名分析师具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格，以勤勉的执业态度、专业审慎的研究方法，使用合法合规的信息，独立、客观地出具本报告，本报告所采用的数据和信息均来自市场公开信息，本人对这些信息的准确性或完整性不做任何保证，也不保证所包含的信息和建议不会发生任何变更。报告中的信息和意见仅供参考。本人过去不曾与、现在不与、未来也将不会因本报告中的具体推荐意见或观点而直接或间接接收任何形式的补偿，分析结论不受任何第三方的授意或影响，特此声明。

免责声明

华安证券股份有限公司经中国证券监督管理委员会批准，已具备证券投资咨询业务资格。本报告中的信息均来源于合规渠道，华安证券研究所力求准确、可靠，但对这些信息的准确性及完整性均不做任何保证。在任何情况下，本报告中的信息或表述的意见均不构成对任何人的投资建议。在任何情况下，本公司、本公司员工或者关联机构不承诺投资者一定获利，不与投资者分享投资收益，也不对任何人因使用本报告中的任何内容所引致的任何损失负任何责任。投资者务必注意，其据此做出的任何投资决策与本公司、本公司员工或者关联机构无关。华安证券及其所属关联机构可能会持有报告中提到的公司所发行的证券并进行交易，还可能为这些公司提供投资银行服务或其他服务。

本报告仅向特定客户传送，未经华安证券研究所书面授权，本研究报告的任何部分均不得以任何方式制作任何形式的拷贝、复印件或复制品，或再次分发给任何其他人，或以任何侵犯本公司版权的其他方式使用。如欲引用或转载本文内容，务必联络华安证券研究所并获得许可，并需注明出处为华安证券研究所，且不得对本文进行有悖原意的引用和删改。如未经本公司授权，私自转载或者转发本报告，所引起的一切后果及法律责任由私自转载或转发者承担。本公司并保留追究其法律责任的权利。

投资评级说明

以本报告发布之日起 6 个月内，证券（或行业指数）相对于同期沪深 300 指数的涨跌幅为标准，定义如下：

行业评级体系

- 增持—未来 6 个月的投资收益率领先沪深 300 指数 5%以上；
- 中性—未来 6 个月的投资收益率与沪深 300 指数的变动幅度相差-5%至 5%；
- 减持—未来 6 个月的投资收益率落后沪深 300 指数 5%以上；

公司评级体系

- 买入—未来 6-12 个月的投资收益率领先市场基准指数 15%以上；
- 增持—未来 6-12 个月的投资收益率领先市场基准指数 5%至 15%；
- 中性—未来 6-12 个月的投资收益率与市场基准指数的变动幅度相差-5%至 5%；
- 减持—未来 6-12 个月的投资收益率落后市场基准指数 5%至；
- 卖出一未来 6-12 个月的投资收益率落后市场基准指数 15%以上；
- 无评级—因无法获取必要的资料，或者公司面临无法预见结果的重大不确定性事件，或者其他原因，致使无法给出明确的投资评级。市场基准指数为沪深 300 指数。