

股价波动非同步性——信息还是噪音?^①

林忠国, 韩立岩, 李 伟

(北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191)

摘要: 股价波动非同步性代表信息还是噪音是现代金融学的热点问题. 本文首先构建公司层面信息指标和噪音指标, 然后利用非平衡面板数据回归发现中国上市公司股价非同步性与信息(或噪音)之间存在U型关系. 最后通过盈余公告效应和股价信息含量检验表明股价非同步性整体表现为噪音, 即高非同步性公司具有较强的盈余公告后漂移以及股价较少反应当期和未来盈余信息. 与信息解释不同, 本文认为不能简单地将股价非同步性视为公司层面信息的度量.

关键词: 股价非同步性; 公司层面信息; 噪音交易; 盈余公告效应; 股价信息含量

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2012)06-0068-14

0 引言

股价波动非同步性代表信息还是噪音涉及到金融市场是否有效的争论, 而关于市场有效性问题的研究一直是现代金融学的热点. Roll^[1]发现美国市场具有较高的股价波动非同步性^②(较低的 R^2), 并将其归结为公司层面信息^③(firm-specific information)或者是投资者的狂热(occasional frenzy). 随后文献分别从信息和噪音(狂热)角度解释股价非同步性. 一方面, 信息解释者认为: 股价应反映一切可获得的信息, 它的任何变动都由信息流动造成. 投资者的信息套利行为^④使大量公司层面信息进入股价, 导致高股价非同步性. 此种情况下, 高非同步性并不代表高风险, 而是信息功能效率的表现^[2]: 更多公司层面信息使股价更贴近公司基本价值, 经理人利用股价所含信息引

导资本流向最具价值的项目. 另一方面, 噪音解释者认为信息解释不能说明一些观测到的异象, 如超额波动率和封闭式基金之谜等, 他们认为是噪音而非信息决定股价非同步性. 噪音交易者误将噪音当作信息或为流动性进行交易^[3], 从而使股价包含更多噪音, 偏离公司基本价值, 造成社会福利的损失.

在一篇开创性论文中, Morck等^[4]发现发达市场比新兴市场具有较高的股价非同步性, 并将这种差异归结为良好投资者产权保护所致的信息套利行为. 随后文献更多从信息角度解释非同步性, 而忽略Roll^[1]强调的噪音部分. 发达市场(例如美国)法律法规比较完善, 投资者产权保护程度好, 信息透明度高, 这些都会激励投资者的信息套利行为, 使更多公司层面信息进入股价, 导致有效的定价. 但与发达市场相比, 中国证券市场仍处

① 收稿日期: 2010-04-20; 修订日期: 2011-04-23.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70671005; 70831001); 国家自然科学基金创新群体资助项目(70821061).

作者简介: 林忠国(1983—), 男, 辽宁丹东人, 博士, 讲师. Email: lzg2011@tju.edu.cn

② 股价波动非同步性(price non-synchronicity)被用来衡量股价运动是否一致. 一般等于特质波动率相对于市场(和行业)波动率的比值, 其值越大, 表明个股运动与市场(和行业)运动越不一致.

③ 一般认为存在市场、行业和公司层面信息. 市场和行业信息指可公开获得的信息, 例如宏观经济条件或基本面因素, 公司层面信息指公司私有信息.

④ 投资者搜集、整理并且利用公司层面信息进行交易以获取收益.

于起步阶段,法律法规和制度建设尚不健全,信息披露质量较低,市场上非理性投资者居多,政府干预特征明显,这些因素的存在都可能导致噪音交易主导市场,造成股价偏离和效率损失.简单地将股价非同步性理解为信息或者噪音会导致不一致甚至完全相反的结论,正如 Morck 等^[4]发现:日本、意大利、希腊和西班牙四个发达市场的非同步性较低,这与他们提出的发达市场具有良好信息环境从而具有高非同步性的观点不一致.因此,需要正确理解在中国市场上,是信息还是噪音影响股价非同步性,以利于中国证券市场有效性的判断和相关政策的制定.

基于 Lee 和 Liu^[5]的理论模型,实证检验股价非同步性与信息含量之间的关系,发现二者之间存在 U 型关系,这与张永任和李晓渝^[6]相一致.不同的是,在检验股价同步性(R^2)与股价信息含量的关系时,张永任和李晓渝^[6]采用机构持股比例作为信息含量代理,本文则采用信息交易概率(PIN)作为代理.采用信息交易概率作为信息含量的代理进行实证更为有效,因为投资者搜集、整理、分析和运用私有信息的成本是决定 U 型关系存在的重要因素^⑤,同时信息成本也是决定知情交易活跃程度的重要因素^[7],PIN 则是知情交易活跃程度的很好的度量.张永任和李晓渝^[6]采用 2004 年的 A 股市场交易数据作为研究对象,本文采用 2001 年至 2007 年的 A 股市场交易数据进行研究,样本容量更大,更有说服力.

此外,张永任和李晓渝^[6]没有检验噪音交易对股价非同步性的影响,本文通过 ARIMA 模型的残差项构建噪音交易指标,采用非平衡面板数据回归方法,发现股价非同步性与噪音之间存在非线性关系,这是本文的主要贡献,亦是以往文献没有涉及的地方.尽管噪音交易和信息交易均会影响股价非同步性,但在特定时期和特定市场,必定有一因素占据主导地位.通过盈余公告效应和股价信息含量检验发现,高非同步性公司具有较强

的盈余公告后漂移以及股价包含较少当期和未来盈余信息,表明在中国市场上,股价波动非同步性整体表现为噪音性质,这也是张永任和李晓渝^[6]的工作没有涉及的地方,同时也与国内文献普遍将股价非同步性视为私有信息的度量不一致.

1 文献综述

综述股价非同步性的信息解释和噪音解释,以及国内研究现状.

1.1 信息解释

股价非同步性作为公司层面信息的度量被广泛应用于实证研究,有三篇文献尤为重要. Morck 等^[4]发现发达市场比新兴市场具有高股价非同步性,并将这种差异归结为投资者产权保护程度的不同. Durnev 等^[2]发现具有高非同步性的行业和公司,其股价包含更多的未来盈余信息. Jin 和 Myers^[8]补充了 Morck 等^[4]的结论,他们认为,投资者产权保护本身不能解释国家之间的差异,缺乏透明度是理解新兴市场具有相对较低的非同步性的关键.公司透明度低,会削弱投资者利用信息进行套利的意愿,使风险从投资者转移到公司经理人,从而降低股价信息含量.

另有一些文献以股价非同步性作为信息指标研究其经济后果. Durnev 等^[9], Chen 等^[10]发现公司管理层从其股价获取信息以用于投资决策. Ferreira 和 Laux^[11]发现,反并购能力较弱的公司具有较高的股价非同步性,这表明开放控制权会导致更有效的股价. Fernandes 和 Ferreira^[12]研究非美国公司在美国上市对股价信息含量的影响,发现在美国上市具有非对称效应,其使发达市场公司股价信息含量增加,新兴市场公司股价信息含量降低.可以预见,以股价非同步性为信息含量指标的文献会逐渐增多.

⑤ 张永任和李晓渝^[6]:“随着信息搜集成本的降低,在其他条件不变时,会有更多的非知情交易者通过支付一定的成本变成知情交易者,随着投资者中知情交易者交易比例的增大,在其他条件不变的情况下,知情交易者的边际收益会递减;股价波动中不确定性部分会随着知情交易者的增加而减小,由私人信息资本化到股价中而引起的股价波动会随着知情交易者的增加而增加,而噪声驱动的股价波动部分会随着知情交易者的增加而减小,所以随着知情交易者的增加,由私人信息和噪音所驱动的股价的波动在叠加之后会呈现出 U 型.”

1.2 噪音解释

基于理论研究和实证结果,已经有学者开始质疑信息解释,他们认为是噪音而非信息影响股价非同步性。Shiller^[13]认为公司基本面因素无法解释超额波动率现象,股价波动率很大一部分是由噪音引起的。West^[14]发现个股波动率与市场泡沫、投资者情绪以及其他非基本面因素正相关,并且与公司层面信息负相关。DeLong等^[15]从理论上证明高波动率是由更多的噪音交易引起的。Ashbaugh-Skaife等^[16]发现在德国和美国,股价非同步性与股价信息含量负相关,而在英、法、澳大利亚和日本四国,二者没有显著相关关系。Teoh等^[17]假设股价非同步性代表信息,则高股价非同步性会导致弱异常项目,但实证结果与假设相反。Lee和Liu^[5]建立理论模型证明,特质波动率与信息存在非线性关系,与噪音存在线性关系。

1.3 国内研究

目前,国内文献主要在信息解释基础之上研究股价非同步性的影响因素和经济后果,具体如下。于阳和李怀祖^[18]发现作为理性投资者的证券基金,其规模增加对股价同步性影响甚微。他们将此解释为政府干预所引致的机构投资者的投机行为。朱红军等^[19]发现证券分析师会增加股价非同步性(股价信息含量),这与Piotroski和Roulstone^[20]对美国市场的分析相反^⑥。游家兴等^[21]发现股价非同步性伴随制度建设完善而提高,但却无法解释2001年股价非同步性的显著降低。陈梦根和毛小元^[22]发现高非同步性公司股票交易活跃,并认为是高信息含量所致。事实上,非同步性和交易活跃程度很可能互为因果关系,并且不能排除噪音交易所致的高非同步性。在一系列文献中,袁知柱和鞠晓峰^[23-25]验证了股价非同步性作为信息含量指标的有效性,并且发现制度环境和治理水平较好、股权结构平衡的公司具有较高的非同步性,审计质量对非同步性没有影响。冯用富等^[26]以股价非同步性作为私有信息套利空间大

小的度量,发现套利空间与第一大股东持股比例、限售股比例正相关,与机构投资者持股比例、股权分置改革完成时间、公司规模负相关。

综上所述,国外研究对于股价非同步性代表信息还是噪音存在分歧,单用信息或者噪音均无法完美解释一些观测到的现象。国内研究则比较一致地将股价非同步性视为公司层面信息指标。但是与发达市场相比,中国证券市场仍处于起步阶段,“新兴加转轨”特征明显,信息披露造假,基金黑幕层出不穷,政府频繁干预市场,这些特殊性使得单一地将股价非同步性视为信息存在疑问。理论和实证研究中所出现的争议是本文的动机:是噪音还是信息影响股价非同步性?

2 变量构建

因为缺少有效度量噪音的指标,国内很少有文献研究股价非同步性和噪音之间的关系。本文则构建公司层面信息和噪音交易指标,以直接检验二者与股价非同步性的关系。本节主要介绍变量构建方法、样本选择和数据来源。

2.1 股价波动非同步性(NSYN)

股价波动非同步性用以衡量个股独立运动情况,其值越大,表明个股运动与市场运动越不一致;其值越小,说明个股运动与市场运动越一致,表现出明显的股价同升同降、板块联动现象。根据Durnev等^[2]的方法,构建股价非同步性指标如下

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}r_{m,t} + \beta_{i2}r_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

将公司*i*的收益率对市场收益率($r_{m,t}$)及其一阶滞后项进行回归,得到拟合优度 R^2 (经过调整),再对其做以下单调变化,得到公司*i*的股价非同步性指标^⑦。

$$NSYN = \ln [(1 - R^2) / R^2]$$

因为 R^2 介于0和1之间,通过变换,股价非同

⑥ 产生这种差异很可能是因为制度环境和证券分析师关注重点不同。美国市场上,证券分析师更多搜集整理市场和行业信息,机构投资者和内部人更多关注公司层面信息;中国市场上,证券分析师更多关注公司层面信息,他们有更多机会获得公司私有信息。

⑦ 冯用富等^[26]发现中国股票市场收益率和行业收益率具有高度相关性,引入行业收益率会导致共线性问题,因此本文不考虑行业收益率,考虑行业收益率的稳健型检验与不考虑行业收益率所得结果基本一致。

步性指标分布范围更广,更贴近正态分布.在计算回归方程(1)的拟合优度时,为避免薄交易问题,采用考虑股利再投资的周收益数据,市场收益率为 A 股上市公司总市值加权所得.为避免个股收益对市场收益的反应时滞,加入一阶滞后项.为避免虚假回归,在构建市场收益率时,排除被研究的公司 i . 市场收益率的构建方法如下

$$r_{m i t} = \left(\sum_j w_{j t-1} r_{j t} - w_{i t-1} r_{i t} \right) / (1 - w_{i t-1})$$

$w_{j t-1}$ 为 $t-1$ 周末公司 j 在 market 中的权重.

2.2 信息交易概率 (PIN)

信息交易概率被广泛地用于度量公司层面信息,其值越大,公司层面信息越多. PIN 由 Easley 等^[27-30] 在一系列文献中通过市场微观结构数据发展而来.他们将交易者分为知情交易者和不知情交易者,知情交易者根据信息进行交易,不知情交易者因为流动性需求而交易.假设在任一交易日,不知情买方(卖方)提交的买(卖)单服从独立泊松过程,其日发生频率为 $\varepsilon_b(\varepsilon_s)$. 在该日,以概率 α 产生新信息,其中坏(好)消息的概率为 $\delta(1-\delta)$. 如果坏(好)消息发生,知情交易者提交卖(买)单,其发生频率为 μ . 定义 PIN 为知情交易者下达的订单(买单和卖单)与所有交易者(知情交易者和不知情交易者)下达的订单的比率.

$$PIN = \alpha\mu / (\varepsilon_b + \varepsilon_s + \alpha\mu) \quad (2)$$

公式(2)中的参数向量 $\theta = (\alpha \delta \mu \varepsilon_b \varepsilon_s)^T$ 可以通过极大似然估计(MLE)得到.在交易日 t 似然函数为

$$L(\theta | b_t, s_t) = (1 - \alpha) \frac{e^{-\varepsilon_s} \varepsilon_s^{s_t}}{s_t!} \frac{e^{-\varepsilon_b} \varepsilon_b^{b_t}}{b_t!} +$$

$$\alpha\delta \frac{e^{-(\varepsilon_s + \mu)} (\varepsilon_s + \mu)^{s_t}}{s_t!} \frac{e^{-\varepsilon_b} \varepsilon_b^{b_t}}{b_t!} +$$

$$\alpha(1 - \delta) \frac{e^{-\varepsilon_s} \varepsilon_s^{s_t}}{s_t!} \frac{e^{-(\varepsilon_b + \mu)} (\varepsilon_b + \mu)^{b_t}}{b_t!}$$

对于有 T 个交易日的区间,似然函数为 $L(\theta | B, S) = \prod_{t=1}^T L(\theta | b_t, s_t)$. $b_t(s_t)$ 为在交易日 t 提交的买(卖)单的数量.本文采用 Lee 和 Ready^[31] 的方法划分买卖单据.因为中国采用指令驱动报价系

统,所以在交易日 t ,如果一笔交易以 B1(最高的买价)达成,那么这笔交易被划分为卖单;如果一笔交易 S1(最低的卖价)达成,那么这笔交易被划分为买单.在确定买单和卖单的数量后,可以估计 PIN. 本文首先估计季度 PIN,然后再对季度 PIN 取平均值,获得年度 PIN. 与股价非同步性相似,对 PIN 做以下变换: $PIN = \ln [PIN / (1 - PIN)]$.

2.3 噪音交易指标 (NOISE)

利用交易量构建噪音交易指标. Tauchen 和 Pitts^[32] 提出混合分布假说,认为价格波动率与交易量之间存在正向关系,此后得到一系列理论和实证的支持. Tauchen 和 Pitts^[32] 认为是私有信息决定波动率和交易量之间的正向关系.但大量实证表明,交易量不仅受到私有信息影响,噪音也是决定因素之一.因此如何提取交易中的噪音因素成为关键,本节采取以下三步估计噪音交易.

1) 趋势平稳检验. 时间序列数据往往具有非平稳性,首先采用 ADF 方法检验交易量数据是否具有趋势平稳性,交易量(VOL)数据为日交易量的自然对数.

$$\Delta VOL_{i,t} = \mu_i + \beta_i t + \gamma_i VOL_{i,t-1} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{i,j} \Delta VOL_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

2) ARMA 拟合. 如果交易量序列不具有趋势平稳性,对其取差分直至平稳;如果交易量序列具有趋势平稳性,进行 ARMA 拟合,以剔除序列相关性和可预期的因素.在 ARMA 模型中,如何确定适当的自回归阶数 P 和滑动平均阶数 q 是难点,因为样本容量较大,逐一确定滞后阶数会导致工作量很大而且容易出错,所以在 p 和 q 取值范围为 1 到 5 的所有组合中,选取具有最小 AIC 的 p 和 q 组合.

$$VOL_{i,t} = \mu_i + \beta_i t + \sum_{j=1}^p \gamma_{i,j} VOL_{i,t-j} +$$

$$\sum_{k=1}^q \theta_{i,k} \varepsilon_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

3) 剔除信息和基本面因素. Andersen^[33] 认为,ARMA 模型中交易量可以预期的部分为信息交易,不可以预期的部分为非信息交易.在确定合

适的滞后阶数后,按照公式(3)进行回归,得到残差序列,计算其方差并取自然对数,得到不可预期的交易数据.然后将不可预期交易数据对公司层面信息和基本面因素进行横截面回归,得到的残差即为噪音交易数据.

$$VAR_{i,t} = \alpha_i + \beta_i PIN_{i,t} + \sum_k IND_{i,k} + \gamma_i CONTROLS_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (4)$$

其中,VAR_{i,t}为不可预期交易数据,公司基本面因素(CONTROLS)如下:公司规模(SIZE),年末总市值的自然对数;上市年限(AGE),首发上市至会计年末的自然对数;双重上市(FSHARE),当A股上市公司发行B股或H股时,取值为1,否则为0;特殊处理(ST),如果上市公司经历特殊处理,取值为1,否则为0;行业内公司数目(NUM),某一行业内所具有的公司数目;杠杆率(LEV),公司会计年末的总负债与总资产的比率;账面市值比(BTM),期末总资产与市场价值的比值;换手率(TURN),每年交易量除以总流通A股数;净资产收益率的波动率(VROE),会计年度t直至年度t-2的季度ROE的方差,为保证计算的准确性,要求具有6个季度的ROE值;审计质量(AUDIT),如果年度报告由四大会计师事务所审计,取值为1,否则为0;第一大股东持股比例(OWNER),第一大股东持股比例类似PIN,作自然对数转换.此外,加入行业虚拟变量以控制行业因素的影响.

2.4 数据来源

选取2000年至2007年所有A股上市公司作为研究对象,剔除金融行业、首发上市、年度交易少于26周、杠杆率高于20以及VROE高于200的观测,最终获得8139个观测.本文所用数据来自国泰安数据库.计算PIN时,用到TAQ报价系统,因为高频数据最早至2000年,因此样本区间开始于2000年.利用上市公司财务数据计算公司基本面因素及财务指标,目前可获得至2008年的财务数据,但由于本文要用到未来盈余(ΔE_t)和未来超额收益(AR_t)以进行股价信息含量检验,所以样本区间截止到2007年.

表1面板A是所有年度主要变量的描述性统计值.股价非同步性的均值为0.5265,中位数为

0.4640,均为正值,说明样本区间内R²均值小于0.5(大约为0.3713),相对于美国市场0.2左右的R²,中国市场上股价同升同降现象更明显;公司层面信息指标的均值和中位数十分接近,分别为-1.740和-1.738(原值为0.1493和0.1495).这说明,在中国市场上,基于信息交易的比率并不是很高,但不能忽略;噪音交易指标是OLS回归的残差,所以均值为零;控制变量中,TURN和VROE变化比较大,TURN最小值为0.1246,最大值为36.881,VROE最小值接近于0,最大值达到110.79,说明中国市场上基本面因素波动比较剧烈,收益不稳定;大约有5.43%的公司在样本期内被特殊处理,9.34%的公司同时发行B股或H股,6.84%的公司聘请四大会计师事务所作为年度财务报告审计人.CAR70(年度公告日后第2天至第70天的累积超额收益)平均值为-0.90%,CAR40(年度公告日前第41天至第2天的累积超额收益)平均值为3.93%.

表1面板B是主要变量Pearson相关系数.可以看出,股价非同步性与公司层面信息、噪音显著正相关,这与大多数文献所得结论相同:信息和噪音均影响股价非同步性.规模较大和账面市值比较小的公司,具有较高的股价非同步性.值得注意的是,NSYN与超额收益正相关,而PIN与超额收益负相关.PIN与超额收益负相关说明公司层面信息越多,不确定性越低,市场越有效;NSYN与超额收益正相关则说明高股价非同步性代表高不确定性,因此需要额外的风险溢价.

3 实证检验

首先讨论并且验证股价非同步性与信息(或噪音)存在U型关系的合理性,然后通过盈余公告效应和股价信息含量检验,分析在影响股价非同步性因素中,是信息还是噪音占据主导地位.

3.1 股价非同步性与信息和噪音关系

信息解释认为投资者利用私有信息进行交易以获取超额收益,这种套利行为会使得私有信息逐步融入到公司股价之中,导致股价非同步性的

上升. 投资者利用私有信息进行交易直至获得的收益等于搜集、整理、分析和运用信息所花费的成本^[5], 即投资者进行私有信息套利直至无套利机会^[7], 所以信息交易与信息获得成本负相关. 但信息解释无法说明一些观测到的异常, 如超额波

动率^[13, 34]. DeLong 等^[15, 35] 发现并且建立理论模型阐述噪音交易与股价波动的正向关系. 因此信息交易或噪音交易均会影响股价非同步性, 并且在一段时间内, 信息交易和噪音交易呈反向关系, 必有一者主导市场, 决定股价非同步性.

表 1 变量汇总

Table 1 Summary of variables

面板 A: 描述性统计						
变量	观测	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
NSYN	8 139	0.526 5	0.464 0	0.941 0	-2.297	9.415 7
PIN	8 139	-1.740	-1.738	0.269 2	-3.332	-0.163
NOISE	8 139	-0.001	-0.015	0.206 8	-1.231	2.045 9
SIZE	8 139	14.655	14.572	0.936 8	12.101	20.273
BTM	8 139	0.580 2	0.557 3	0.267 0	0.017 5	1.551 5
TURN	8 139	4.499 8	3.276 7	3.591 0	0.124 6	36.881
LEV	8 139	0.501 8	0.487 5	0.390 2	0.008 1	16.329
OWNER	8 139	-0.411	-0.431	0.779 8	-5.535	2.048 7
AGE	8 139	7.655 6	7.779 0	0.606 1	5.905 4	8.737 1
NUM	8 139	100.49	90.000	55.248	12.000	233.00
VROE(%)	8 139	8.433 2	0.006 5	180.58	0.000 0	11 079.
ST	8 139	0.054 3	0.000 0	0.226 6	0.000 0	1.000 0
FSHARE	8 139	0.093 4	0.000 0	0.291 0	0.000 0	1.000 0
AUDIT	8 139	0.068 4	0.000 0	0.252 5	0.000 0	1.000 0
CAR70	5 953	-0.009	-0.019	0.178 2	-1.588	1.221 3
CAR40	5 953	0.039 3	0.014 5	0.149 8	-0.922	1.032 2
面板 B: 主要变量相关系数						
变量	PIN	NOISE	SIZE	BTM	CAR40	CAR70
NSYN	0.105 4 ^a	0.119 0 ^a	0.046 9 ^a	-0.154 ^a	0.080 7 ^a	0.030 8 ^b
PIN		-0.001	-0.169 ^a	-0.137 ^a	-0.215 ^a	-0.014
NOISE			0.001 6	-0.001	0.022 5 ^c	-0.036 ^b
SIZE				-0.331 ^a	-0.032 ^b	0.048 6 ^a
BTM					0.062 4 ^a	-0.017
CAR40						-0.015

a, b 和 c 分别代表在 0.01, 0.05 和 0.10 水平上显著, 下同.

Lee 和 Liu^[5] 的理性预期均衡模型给出了均衡状态下股价非同步性 $(1 - R^2)$ 与信息含量之间的关系:

$$NSYN_{n,t} = \frac{\text{Var}(I) + \text{Var}(N)}{\text{Var}^o(r'_{n,t})}$$

其中 $\text{Var}(I) = [(1 - \alpha_{n,t}^\theta)^2 + (\alpha_{n,t}^\theta)^2] \sigma_{n,\theta}^2$ 是由信息引起的波动部分,

$\text{Var}(N) = [\sigma_{n,\varepsilon}^2 + 2(\alpha_{n,t}^z)^2 \sigma_{n,z}^2]$ 是由噪音引起的波动部分. $\text{Var}^o(r'_{n,t})$ 是股票 n 的波动率, 由

系统性风险、信息引起的波动和噪音引起的波动所组成. 因为所有股票受到同一系统性因素影响, 所以股价非同步性的差异是由信息或者噪音引起, 或者受到他们的共同影响. 上式中, 股价非同步性随着分子的增加而增加.

直观上, 如果信息成本较低, 投资者可以进行信息套利行为获利, 非知情交易者愿意支付信息成本变成知情交易者. 此时, 更多信息融入股价, 使信息引起的波动部分增加, 噪音引起的波动部

分减少。由于信息交易主导市场，可能导致 $Var(I)$ 增加的幅度大于 $Var(N)$ 减少的幅度，均衡公式中的分子增大，股价非同步性随着信息交易的增加而增大。如果信息成本较高，投资者不能通过信息套利行为获利，非知情交易者不会支付信息成本变成知情交易者，而是进行噪音交易。此时，噪音交易主导市场，可能导致 $Var(N)$ 增加的幅度大于 $Var(I)$ 减少的幅度，股价非同步性随着噪音交易的增加（信息交易的减少）而增大。由以上分析可知股价非同步性与信息（噪音）之间可能存在 U 型关系，Lee 和 Liu^[5] 证明了这一关系的存在，他们发现：1) 股价非同步性与信息含量不存在单调递增关系；2) 股价非同步性与信息含量存在 U 型关系；3) 当噪音交易的方差很大时，股价非同步性与信息含量存在单调递减关系。

图 1 是描述股价非同步性与公司层面信息的散点图。按照 PIN 由小至大，将样本期内的观测分成 100 组，计算每一组 NSYN 与 PIN 的平均值，然后绘成图 1。由图可知，NSYN 有明显的随 PIN 先减小后增大的趋势，符合上面关于 NSYN 与 PIN 关系的分析。同样，按照 NOISE 由小至大，将样本期内观测分成 100 组，计算每一组 NSYN 与 PIN 的平均值后，绘成图 2，可以发现 NSYN 与 NOISE 呈 U 型关系。根据理论分析和图示关系，提出如下假设：

H1 股价非同步性与公司层面信息之间呈 U 型关系。

H2 股价非同步性与噪音交易之间呈 U 型关系。

通过建立非平衡面板数据回归模型，加入二次项，检验股价非同步性与公司层面信息之间是否存在 U 型关系。

$$NSYN_{i,t} = \alpha + v_i + \zeta_t + \beta_1 PIN_{i,t} + \beta_2 PIN_{i,t}^2 + \gamma CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

v_i 为个体效应， ζ_t 为时间效应，用以控制非同步性随时间上升趋势和宏观经济条件变化^[36]。采用 F 检验判断固定效应是否存在，Hausman 检验随机效应是否存在。如果股价非同步性随 PIN 先减小，后增大，则回归系数 β_1 和 β_2 显著为正，其中 PIN^2 等于 PIN 与其均值之差的平方。同样，将回归方程 (5) 中的 PIN 和 PIN^2 替换成 NOISE 和 $NOISE^2$ ，可以检验股价非同步性与噪音之间的

关系。

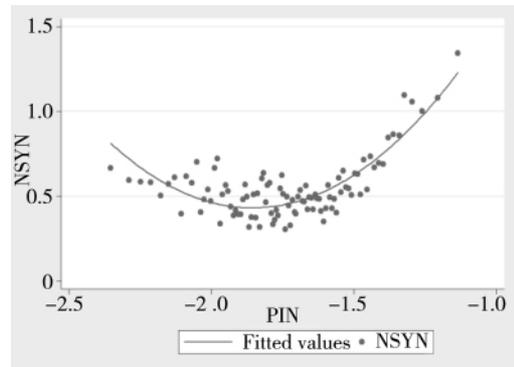


图 1 股价非同步性与信息

Fig. 1 Price non-synchronicity and information

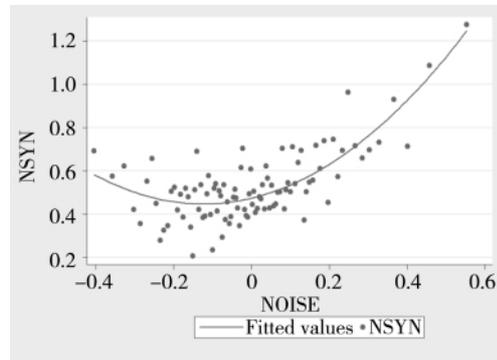


图 2 股价非同步性与噪音

Fig. 2 Price non-synchronicity and noise

为控制其他因素影响，加入以下变量。公司规模 (SIZE)：一方面规模大的公司具有相对较好的信息环境，股价非同步性较高，但另一方面，规模大的公司的经营更加分散，股价非同步性较低；账面市值比 (BTM)：成长状况好的公司（低账面市值比），更容易受到投资者追捧，具有高非同步性；换手率 (TURN)：换手率越高，信息交易或噪音交易越活跃，股价非同步性越高^[16]；杠杆率 (LEV)：高杠杆率公司风险较高，特质波动率较大，非同步性较高；第一大股东持股比例 (OWNER)：第一大股东持股比例越大，拥有的私有信息越多，尤其是在“一股独大”的 A 股市场^[26]；上市年限 (AGE)：上市年限越长，公司治理和信息披露越完善，更容易受到投资者追随，具有较高的股价非同步性；行业内公司数目 (NUM)：公司数目较多的行业，股价联动较弱，非同步性较高；净资产收益波动率 (VROE)：Wei 和 Zhang^[37] 发现美国市场特质波动率与净资产收益率波动率正相关，因此加入 VROE 控制公司基本面因素波动；双重上市 (FSHARE)：发行 B 股或 H

股的上市公司, 具有较好的财务状况, 其信息披露受到国际会计准则的约束, 更具透明度, 股价非同步性高^[12]; 特殊处理(ST): ST 公司通常经历连续几年亏损并且会计体系并不完善, 这些公司很少被分析者跟踪, 具有高风险和低信息披露质量特点, 因此予以控制; 审计质量(AUDIT): Gul 等^[38]发现由四大会计师事务所审计的公司, 股价非同步性高于由其他会计师事务所审计的公司。

F 检验拒绝不存在固定效应的原假设, Hausman 检验拒绝随机效应的存在, 因此采用包括个体和时间的固定效应面板数据回归模型, 结果见表 2。

模型 1—3 检验股价非同步性与公司层面信息关系。由模型 1 可知, PIN 和 PIN² 的回归系数均在 0.01 的水平上显著, 说明股价非同步性与公司层面信息之间存在 U 型关系, 验证了假设 H1。模型 2 和 3 加入控制变量进行回归, 结果非线性关系仍然存在。此外, 公司规模, 交易活跃程度, 上市日期, 特殊处理对股价非同步性的影响显著为正, 账

面市值比、行业内公司数目和审计质量对股价非同步性影响显著为负, 其他因素对股价非同步性影响并不显著。除审计质量外, 控制变量对股价非同步性的影响基本符合预期。

模型 4—6 检验股价非同步性与噪音交易之间关系。三个模型中, NOISE 和 NOISE² 的系数均在 0.01 水平上显著为正, 说明股价非同步性与噪音交易存在非线性关系, 验证了假设 H2。此外, 模型 5 和 6 中的控制变量符号和显著性与模型 3 和 4 基本保持一致。

模型 7 加入所有变量进行回归。因为 NOISE 与其他解释变量之间不具有相关性, 所以与模型 6 相比, 模型 7 中回归系数的符号和显著性水平基本保持一致, 只是 NOISE² 系数因 PIN² 加入而大幅降低, 变得不显著。综合所有模型可知: 股价非同步性与信息(噪音) 存在非线性关系, 其随着信息(噪音) 的增加先减小后增大。股价非同步性受到公司基本面因素的影响, 大多数基本面因素表现出信息属性, ST 表现为噪音属性。

表 2 信息、噪音与股价非同步性

Table 2 Information, noise and price non-synchronicity

自变量	因变量 = NSYN						
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
INTER	1.249 4 ^c	-2.554 7 ^a	-3.357 6 ^a	-0.462 0	-3.758 6 ^a	-4.703 6 ^a	-3.078 4 ^a
PIN	0.873 3 ^a	0.841 0 ^a	0.802 7 ^a				0.839 8 ^a
PIN ²	0.833 2 ^a	0.736 4 ^a	0.737 9 ^a				0.677 7 ^a
NOISE				0.415 1 ^a	0.408 1 ^a	0.403 5 ^a	0.494 1 ^a
NOISE ²				0.402 6 ^a	0.324 3 ^a	0.325 5 ^a	0.085 4
SIZE		0.122 2 ^a	0.170 3 ^a		0.101 2 ^a	0.163 9 ^a	0.154 3 ^a
BTM		-0.541 7 ^a	-0.446 2 ^a		-0.802 1 ^a	-0.664 5 ^a	-0.442 9 ^a
TURN		0.023 3 ^a	0.024 5 ^a		0.009 3 ^c	0.012 0 ^b	0.026 2 ^a
LEV		0.028 3	0.012 3		0.022 9	0.002 4	0.016 9
OWNER		0.025 1	0.024 3		0.018 1	0.017 5	0.031 4
AGE		0.270 8 ^a	0.260 7 ^a		0.291 2 ^a	0.276 7 ^a	0.253 4 ^a
NUM		-0.001 8 ^a	-0.001 9 ^b		-0.002 0 ^a	-0.002 0 ^a	-0.001 9 ^a
VROE		0.005 4	0.0041		0.0072	0.005 4	0.004 2
ST			0.336 7 ^a			0.437 3 ^a	0.325 0 ^a
FSHARE			0.550 4			0.695 6 ^c	0.619 0 ^c
AUDIT			-0.126 6 ^a			-0.132 8 ^b	-0.121 0 ^c
效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
F 检验	4.19 ^a	3.49 ^a	3.48 ^a	3.76 ^a	3.38 ^a	3.38 ^a	3.46 ^a
Hausman	46.60 ^a	65.97 ^a	66.72 ^a	86.55 ^a	92.90 ^a	84.21 ^a	76.50 ^a
观测	8 139	8 139	8 139	8 139	8 139	8 139	8 139
拟合优度	0.481 1	0.493 4	0.493 7	0.452 7	0.469 1	0.475 7	0.506 6

3.2 盈余公告效应

通过盈余公告效应(post earnings announcement drift)实证分析在影响股价非同步性因素中,是信息还是噪音占主导地位,即非同步性整体表现为信息还是噪音.

盈余公告效应(PEAD)最早由 Ball 和 Brown^[39]提出,指的是投资者对盈余信息反应不足,以致在很长一段时间内,股票价格都会作出与盈余公告发布时相同的漂移(drift).在有效市场中,股票价格会迅速对信息作出反应,不存在反应不足问题,所以可以通过 PEAD 检验市场有效性.当公司信息披露质量和透明度高时,更多公司层面信息进入市场,使得投资者对于盈余信息能做出准确预测,盈余公告效应较弱;当公司信息披露质量和透明度低时,投资者不能掌握公司具体状况,无法准确判断公司盈余,盈余公告效应较强.本节基于这一理论构建模型进行检验.

H3 如果股价非同步性代表信息,则盈余公告效应较弱;如果股价非同步性代表噪音,则盈余公告效应较强.

$$CAR70_{i,t} = \alpha + v_i + \beta PIN_{i,t} + \lambda_1 SIZE_{i,t} + \lambda_2 BTM_{i,t} + \lambda_3 \Delta E_{i,t} + \lambda_4 CAR40_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$CAR70_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年度报告发布后 2 日至 70 日的累积超额收益,以此作为盈余公告后漂移的度量. $CAR40_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年度报告发布前 41 日至 2 日的累积超额收益率,作为控制变量^⑧.

首先检验 PIN 对盈余公告效应的影响.当公司层面信息较多时,盈余公告效应较弱,因此预计 $\beta < 0$.然后用 NSYN 替换 PIN,如果股价非同步性代表信息,则 $\beta < 0$,如果代表噪音,则 $\beta > 0$.最后,用 TURN 替换 NSYN 检验交易表现为信息还是噪音,如果信息交易占据主导地位,则盈余公告效应较弱($\beta < 0$),如果噪音交易占据主导地位,则盈余公告效应较强($\beta > 0$).

为排除其他因素影响,需要加入控制变量.公司规模越大,信息环境越好,盈余公告效应越弱

($\lambda_1 < 0$);公司账面市值比越高,风险越大,盈余公告效应越强($\lambda_1 > 0$).此外,加入公告前超额收益 CAR40 和未预期盈余 $\Delta E_{i,t}$ (定义为年度 t 的每股收益与年度 $t - 1$ 的每股收益差值,除以年度 t 的 3 月份和 4 月份月收盘价平均值)作为控制变量.

采用非平衡面板数据进行回归,通过 F 检验和 Hausman 检验判断是采用固定效应模型还是随机效应模型,结果见表 3.

模型 1 和 2 检验 CAR70 对 PIN 的反应.两个模型中, PIN 减弱盈余公告后漂移,这是因为更多公司层面信息进入市场,使投资者能够准确判断公司经营状况,对盈余信息作出准确反应.这一发现与 Vega^[40]的实证相同,并且与表 1 中 PIN 和 CAR70 负相关一致,说明公司层面信息指标(PIN)的构建是合理的.

模型 3 和 4 检验 CAR70 对 NSYN 的反应.两个模型中, NSYN 的系数均在 0.05 的水平上显著为正,这一发现与表 1 中 NSYN 与 CAR70 正相关一致.在假设 H3 中,接受股价非同步性作为噪音的解释.

模型 5 和 6 检验 CAR70 对 TURN 的反应.两个模型中, TURN 的系数均在 0.01 的水平上显著为正,表明中国市场上交易多表现为噪音性质,因此需要较高的溢价作为补偿.

模型 7 为考虑所有变量后的回归结果.此时 PIN 和 NSYN 的系数均变得不显著,这是因为加入 TURN 后削弱了超额收益对 PIN 和 NSYN 的反应.对于控制变量,可以发现公司规模,账面市值比以及公告前超额收益 CAR40 对 CAR70 没有显著影响. CAR70 与 ΔE 显著负相关,与预期不一致,很可能是因为年度公告所附的其他信息扭曲了收益—盈余关系.

综上,尽管同时受到信息交易和噪音交易的影响,但股价非同步性整体表现为噪音性质,市场上噪音交易居多.

⑧ 为保证计算结果的准确性,要求计算 CAR70 时,应有 60 个交易日数据,计算 CAR40 时,应有 30 个交易日数据,这使得样本容量从 8 139 缩减至 5 953.本文没有采用年度报告发布前后 1 天的 CAR 作为因变量,主要是因为这段期间的超额收益受到非盈余信息的影响.此外,由于可能的信息提前泄漏,会高估(低估)超额收益对 PIN(NSYN)的反应系数.

表 3 盈余公告效应检验

Table 3 Test of post earnings announcement drift

自变量	因变量 = CAR70						
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
INTER	0.537 6 ^a	0.638 3 ^a	-0.012 3 ^a	0.610 1 ^a	0.545 2 ^a	0.974 0 ^a	0.977 3 ^a
PIN	-0.017 3 ^c	-0.022 0 ^b					0.012 2
NSYN			0.005 5 ^b	0.006 5 ^b			0.003 0
TURN					0.003 8 ^a	0.005 8 ^a	0.006 1 ^a
SIZE		-0.005 9		-0.001 5		-0.026 0 ^a	-0.024 9 ^a
BTM		-0.021 9		-0.010 2		-0.033 5	-0.028 3
ΔE		-0.405 2 ^b		-0.432 5 ^b		-0.434 2 ^b	-0.448 6 ^b
CAR 40		-0.006 9		-0.002 8		-0.029 5	-0.028 6
效应	固定	固定	随机	固定	固定	固定	固定
F 检验	1.07 ^c	1.06 ^c	1.07 ^c	1.06 ^c	1.08 ^b	1.08 ^b	1.08 ^b
Hausman	2.82 ^c	22.72 ^a	0.12	24.77 ^a	6.82 ^a	41.87 ^a	42.50 ^a
观测	5 953	5 953	5 953	5 953	5 953	5 953	5 953
拟合优度	0.230 4	0.231 3	0.000 8	0.231 5	0.234 5	0.237 5	0.237 9

3.3 股价信息含量

根据 Ashbaugh-Skaife 等^[16] 以及 Ayers 和 Freeman^[41] 的股价信息含量(price informativeness) 检验方法,进一步验证股价非同步性整体表现为信息还是噪音。

$$AR_{i,t} = \alpha + v_i + \zeta_t + \sum_{\tau=-1}^k \beta_{\tau} \Delta E_{i,t+\tau} + \sum_{\tau=-1}^k \lambda_{\tau} NSYN_{i,t} \times \Delta E_{i,t+\tau} + \sum_{\substack{\tau=-1 \\ \tau \neq 0}}^k \theta_{\tau} AR_{i,t+\tau} + \eta SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

AR_t 为年度 t 的超额收益率, ΔE_t 为年度 t 的未预期盈余,定义与上节相同。在计算每股收益时,采用息税折旧摊销前利润(EBIDT) 的差额除以当年的流通股数。k 为未预期期数,分别取 k = 1 2 3 4 进行研究。在 t 期,未来 k 期的盈余未知,所以加入 AR_{t+τ} (τ ≠ 0) 减小回归偏误,同时加入公司规模进行控制。

因为股价等于未来收益的折现,所以高未预期盈余会带来较高的超额收益,即未预期盈余与超额收益正相关(β > 0)。当股价包含更多未来盈余信息,盈余反应系数变大;当噪音增加,对未来收益的不确定性增加,盈余反应系数变小。因此提出假设。

H4 如果股价非同步性代表信息,则股价包含

较多的当期和未来盈余信息,即 λ₀ > 0 和 ∑_{τ=1}^k λ_τ > 0; 如果股价非同步性代表噪音,则股价包含较少的当期和未来盈余信息,即 λ₀ < 0 和 ∑_{τ=1}^k λ_τ < 0。

采取非平衡面板数据回归方法,估计等式(6)的系数,然后实行施加约束 ∑_{τ=1}^k λ_τ = 0 的回归,得到结果如表 4。

3.4 稳健性检验

结果不受样本选择和变量构建的影响,具有稳健性。

样本选择。分别剔除最高和最低 10% NSYN, PIN 和 NOISE 的观测,重新进行回归,回归结果不受特异点影响。在实证研究中,一般不考虑 ST 公司,因此剔除 ST 公司进行检验,结果发现在性质(符号)和统计显著性方面没有改变。

股价非同步性。在计算股价非同步性指标时,未考虑行业因素的影响,现加入行业收益率以及一阶滞后项,计算股价非同步性,将所得指标用于实证,发现在股价信息含量检验中,回归系数符号基本保持不变,但具有更好的显著性水平,即高股价非同步性降低当期和未来盈余反应系数。

表 4 股价信息含量检验

Table 4 Test of stock price informativeness

自变量	因变量 = AR			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
INTER	- 14.06 ^a	- 11.89 ^a	- 8.783 ^a	- 10.54 ^a
ΔE_{-1}	1.022 6 ^a	1.001 6 ^a	1.158 8 ^a	1.313 0 ^a
ΔE	0.776 3 ^a	1.006 3 ^a	0.975 5 ^a	1.265 2 ^a
ΔE_1	0.356 0 ^a	0.315 4 ^a	0.549 8 ^a	0.780 5 ^a
ΔE_2		0.145 4 ^b	0.267 6 ^a	0.541 3 ^a
ΔE_3			0.074 0 ^b	0.152 8 ^a
ΔE_4				0.051 2
$NSYN \times \Delta E_{-1}$	- 0.287 3 ^c	- 0.382 8 ^a	- 0.559 2 ^a	- 0.643 8 ^a
$NSYN \times \Delta E$	- 0.262 6 ^b	0.003 2	- 0.104 5	- 0.198 0
$NSYN \times \Delta E_1$	- 0.252 8 ^b	0.101 7	- 0.091 9	- 0.309 5 ^b
$NSYN \times \Delta E_2$		- 0.007 7	- 0.169 5 ^b	- 0.299 5 ^b
$NSYN \times \Delta E_3$			- 0.042 6	- 0.049 1
$NSYN \times \Delta E_4$				- 0.057 1
$\sum_{\tau=1}^k \lambda_{\tau} = 0$	- 0.252 8 ^b	0.094 0	- 0.304 0 ^c	- 0.715 2 ^b
AR_{-1}	- 0.569 9 ^a	- 0.386 4 ^a	- 0.377 9 ^a	- 0.372 2 ^a
AR_1	- 0.101 5 ^a	- 0.026 9 ^a	0.014 1	0.072 8 ^a
AR_2		- 0.021 2 ^a	0.005 6	0.003 0
AR_3			0.004 7	0.007 4
AR_4				0.004 9
SIZE	1.010 3 ^a	0.816 7 ^a	0.621 2 ^a	0.724 1 ^a
效应	固定	固定	固定	固定
F 检验	4.95 ^a	4.05 ^a	3.22 ^a	3.27 ^a
Hausman	729.65 ^a	606.04 ^a	465.60 ^a	377.10 ^a
观测	7 143	5 819	4 662	3 920
拟合优度	0.626 2	0.589 6	0.576 9	0.580 1

信息交易指标. 机构投资者比散户的投资策略更加成熟和理性, 研究发现机构持股可以增加股价信息含量, 并且使股价包含更多当期和未来盈余信息^[20,41]. 因此采用机构持股比例作为信息交易指标的另一度量. 因为完整的机构持股数据开始于 2002 年, 所以采用机构持股数据会缩小样本容量. 本文利用季度持股比例数据的均值作为年度持股比例数据, 并对其进行对数处理: $IO = \log(0.0001 + IO)$. IO 为机构持股比例. 实证结果表明, 股价波动非同步性与机构持股比例之间存在非线性关系.

噪音交易指标. 根据 Frenchh 和 Roll^[34] 的方

法, 采用月度方差减去周方差累积值(或月度方差减去日方差累积值)的方法构建噪音交易指标. 其内在原理是如果收益率只受信息影响, 并且信息服从独立正态分布, 一段时间内收益率的方差等于这段时间内每一天的收益率方差的累积值. 实证结果表明股价非同步性与噪音的 U 型关系仍然存在.

4 结束语

目前国内多数文献将股价非同步性视为信

息,忽略噪音,但缺少直接的证据作为支持。本文通过构建公司层面信息和噪音交易指标,采用非平衡面板数据回归检验股价非同步性与信息(噪音)之间的关系,发现存在U型关系。盈余公告效应和股价信息含量的检验表明股价非同步性整体呈现出噪音性质,即中国市场上噪音交易占据主导地位。

本文不否认信息影响股价非同步性,但反对简单地将股价非同步性视为信息。在分析股价非同步性时,应该理清是信息还是噪音导致股价非同步性的变动。

中国一直致力于完善证券市场的法律法规建

设和上市公司的信息披露制度,例如涨跌停限制、公司法、证券法的颁布和信息披露制度与国际会计准则的接轨等,这些举措在为投资者提供健康、透明的信息环境方面起到了重要作用。但是仅有良好的信息环境是不够的,有效的信息传递渠道才是构建有效市场的重要前提。这一方面,投资者搜集、整理、分析和利用信息进行交易的能力和和行为起到至关重要的作用。因此,在完善制度建设的同时,如何规范投资者行为、引导投资者由非理性的噪音交易向理性的信息交易转变,提高投资者素质是监管者的重要任务。

参考文献:

- [1]Roll R. R^2 [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(3): 541-566.
- [2]Durnev A, Morck R, Yeung B, et al. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 797-836.
- [3]Black F. Noise [J]. *The Journal of Finance*, 1986, 41(3): 529-543.
- [4]Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2): 215-260.
- [5]Lee D W, Liu M H. Does more information in stock price lead to greater or smaller idiosyncratic return volatility? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(6): 1563-1580.
- [6]张永任, 李晓渝. R^2 与股价中的信息含量度量 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(5): 82-90.
Zhang Yongren, Li Xiaoyu. R^2 and measure of informativeness of stock prices [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(5): 82-90. (in Chinese)
- [7]Grossman S J, Stiglitz J E. On the impossibility of informationally efficient markets [J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(3): 393-408.
- [8]Jin L, Myers S C. R^2 around the world: New theory and new tests [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.
- [9]Durnev A, Morck R, Yeung B. Value-enhancing capital budgeting and firm specific stock return variation [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(1): 65-105.
- [10]Chen Q, Goldstein I, Jiang W. Price informativeness and investment sensitivity to stock price [J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20(3): 619-650.
- [11]Ferreira M A, Laux P A. Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(2): 951-989.
- [12]Fernandes N, Ferreira M A. Does international cross-listing improve the information environment [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 216-244.
- [13]Shiller R J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? [J]. *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 421-436.
- [14]West K D. Dividend innovations and stock price volatility [J]. *Econometrica*, 1988, 56(1): 37-61.
- [15]DeLong J B, Shleifer A, Summers L H, et al. The size and incidence of the losses from noise trading [J]. *The Journal of Finance*, 1989, 44(3): 681-696.

- [16] Ashbaugh-Skaife H, Gassen J, LaFond R. Does stock price synchronicity represent firm-specific information? The international evidence [R]. SSRN eLibrary, 2006, SSRN: <http://ssrn.com/paper=768024>.
- [17] Teoh S H, Yang Y G, Zhang Y, et al. R-Square: Noise or firm-specific information? [R]. University of California-Irvine, and Chinese University of Hong Kong, 2007.
- [18] 于阳, 李怀祖. 证券投资基金规模与股价信息含量关系研究[J]. 管理评论, 2005, 17(12): 3-6.
Yu Yang, Li Huaizu. A Study on the relationship between assets of mutual funds and information content of stock markets [J]. Management Review, 2005, 17(12): 3-6. (in Chinese)
- [19] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗—基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007, (2): 110-121.
Zhu Hongjun, He Xianjie, Tao Lin. Can Chinese security analysts improve the efficiency of the capital market—empirical evidence on the basis of test of price synchronicity and price informativeness [J]. Journal of Financial Research, 2007, (2): 110-121. (in Chinese)
- [20] Piotroski J D, Roulstone D T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices [J]. The Accounting Review, 2004, 79(4): 1119-1151.
- [21] 游家兴, 张俊生, 江伟. 制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性—基于 R^2 研究的视角[J]. 经济学(季刊), 2007, 6(1): 189-196.
You Jiaxing, Zhang Junsheng, Jiang Wei. Institution building, firm-specific information, and the synchronicity of stock prices: AR^2 -based perspective [J]. China Economic Quarterly, 2007, 6(1): 189-196. (in Chinese)
- [22] 陈梦根, 毛小元. 股价信息含量与市场交易活跃程度[J]. 金融研究, 2007, (3): 125-139.
Chen Menggen, Mao Xiaoyuan. Stock price informativeness and the trading activity of market trading [J]. Journal of Financial Research, 2007, (3): 125-139. (in Chinese)
- [23] 袁知柱, 鞠晓峰. 中国上市公司会计信息质量与股价信息含量关系实证检验[J]. 中国管理科学, 2008, 16(S1): 231-234.
Yuan Zhizhu, Ju Xiaofeng. Empirical research on the correlation between accounting information quality and stock price informativeness in Chinese listed companies [J]. Chinese Journal of Management Science, 2008, 16(S1): 231-234. (in Chinese)
- [24] 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, 22(1): 17-29.
Yuan Zhizhu, Ju Xiaofeng. Institutional environment, corporate governance and stock price informativeness [J]. Chinese Journal of Management Sciences, 2009, 22(1): 17-29. (in Chinese)
- [25] 袁知柱, 鞠晓峰. 基于面板数据模型的股价波动非同步性方法测度股价信息含量的有效性检验[J]. 中国软科学, 2009, (3): 174-185.
Yuan Zhizhu, Ju Xiaofeng. The validity test of stock price non-synchronicity method used to measure stock price informativeness based on panel data [J]. China Soft Science Magazine, 2009, (3): 174-185. (in Chinese)
- [26] 冯用富, 董艳, 袁泽波, 等. 基于 R^2 的中国股市私有信息套利分析[J]. 经济研究, 2009, (8): 50-59.
Feng Yongfu, Dong Yan, Yuan Zebo, et al. Private information arbitrage in Chinese stock market: A study based on R^2 [J]. Economic Research Journal, 2009, (8): 50-59. (in Chinese)
- [27] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M. Cream-skimming or profit-sharing? The curious role of purchased order flow [J]. The Journal of Finance, 1996, 51(3): 811-833.
- [28] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M, et al. Liquidity, information, and infrequently traded stocks [J]. The Journal of Finance, 1996, 51(4): 1405-1436.
- [29] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M. The information content of the trading process [J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 4(2-3): 159-186.
- [30] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M. One day in the life of a very common stock [J]. Review of Financial Studies, 1997, 10

(3): 805 – 835.

- [31] Lee C M C , Ready M J. Inferring trade direction from intraday data [J]. *The Journal of Finance* , 1991 , 46(2) : 733 – 746.
- [32] Tauchen G E , Pitts M. The price variability-volume relationship on speculative markets [J]. *Econometrica* , 1983 , 51(2) : 485 – 505.
- [33] Andersen T G. Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility [J]. *The Journal of Finance* , 1996 , 51(1) : 169 – 204.
- [34] French K R , Roll R. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders [J]. *Journal of Financial Economics* , 1986 , 17(1) : 5 – 26.
- [35] DeLong J B , Shleifer A , Summers L H , et al. Noise trader risk in financial markets [J]. *Journal of Political Economy* , 1990 , 98(4) : 703 – 738.
- [36] 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 , 66(1) : 1 – 43.
- [37] Wei S X , Zhang C. Why did individual stocks become more volatile? [J]. *The Journal of Business* , 2006 , 79(1) : 259 – 292.
- [38] Gul F A , Kim J B , Qiu A. Ownership concentration , foreign shareholding , audit quality , and stock price synchronicity: Evidence from China [J]. *Journal of Financial Economics* , 2010 , 95(3) : 425 – 442.
- [39] Ball R , Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers [J]. *Journal of Accounting Research* , 1968 , 6(2) : 159 – 178.
- [40] Vega C. Stock price reaction to public and private information [J]. *Journal of Financial Economics* , 2006 , 82(1) : 103 – 133.
- [41] Ayers B C , Freeman R N. Evidence that analyst following and institutional ownership accelerate the pricing of future earnings [J]. *Review of Accounting Studies* , 2003 , 8(1) : 47 – 67.

Stock price nonsynchronicity: Information or noise?

LIN Zhong-guo , HAN Li-yan , LI Wei

School of Economics and Management , Beihang University , Beijing 100191 , China

Abstract: Whether price nonsynchronicity is a measure of information or noise is the focus of modern finance. In this paper , we first construct firm-specific information and noise trading measures , then perform unbalanced panel data regression analysis and find that there is a U-shape relation between price nonsynchronicity and information (or noise) for listed firms in China stock market. Finally we conduct post earnings announcement drift (PEAD) as well as price informativeness tests and find that price nonsynchronicity is overall a measure of noise , i. e. , firms with high price nonsynchronicity have strong PEAD and less current and future earnings information incorporated into stock price. In contrast with the information interpretation , price nonsynchronicity cannot be simply regarded as a measure of firm-specific information.

Key words: price nonsynchronicity; firm-specific information; noise trading; post earnings announcement drift; price informativeness