

# 信息性交易概率 与股价同步性

肖浩<sup>1,2</sup>, 夏新平<sup>1</sup>, 邹斌<sup>3</sup>

1 华中科技大学管理学院, 武汉 430074

2 中南财经政法大学会计学院, 武汉 430073

3 江西财经大学会计学院, 南昌 330013

**摘要:** 财务学研究将资本资产定价模型的统计量  $R^2$  作为股价同步性的度量指标, 而对  $R^2$  代表的经济含义学者们持有信息论和噪声论两种对立观点。在文献回顾的基础上, 深入分析中国股价同步性所代表的经济含义以及知情交易对股价同步性的影响, 并以深市2003年至2004年在主板交易的上市公司为研究对象, 采用EKOP模型估计股票的信息性交易概率, 将其作为知情交易的直接度量, 构建线性回归模型, 对中国信息性交易概率与股价同步性的关系进行实证检验。研究结果表明, 信息性交易概率与股价同步性之间呈高度负向相关, 即知情交易通过增加股价中的信息含量降低股价同步性。由于市场层面的信息与公司特质信息对股价同步性的影响不同, 进一步将信息性交易概率分解为市场信息性交易概率和个股信息性交易概率, 分别纳入回归模型中进行检验。结果显示, 个股信息性交易概率对股价同步性有负向影响, 市场信息性交易概率与股价同步性有正相关关系。上述研究发认为  $R^2$  股价同步性解释提供了有利的实证支持。

**关键词:** 信息性交易概率; 股价同步性; EKOP模型; 信息含量

**中图分类号:** F830.91

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-0334(2011)04-0084-11

## 1 引言

近年来, 股价同步性现象及其解释已成为公司财务学研究领域的一个热点问题。Roll<sup>[1]</sup> 开创性的研究发现, 资本资产定价模型(CAPM)的拟合系数  $R^2$  与股价中包含的公司特质信息有关; Morek等<sup>[2]</sup> 最早将  $R^2$  作为股价同步性的度量, 并认为  $R^2$  反映了股价中的特质信息含量,  $R^2$  越小, 股价中包含的公司特质信息就越多。其后一系列的研究也都支持  $R^2$  的信息论观点,  $R^2$  也被作为度量股价信息含量的指标而广泛使用。然而, 最近国外有不少学者开始质疑股价同步性或  $R^2$  是否代表股价中特质信息含量的多少<sup>[3-6]</sup>。中国较少有这方面的质疑, 已有研究多数只是接受  $R^2$  能够度量股价中公司特质信息含量的观点, 而未对  $R^2$  的经济含义及其适应性进行严格验证。那么, 在中国股价同步性究竟能否度量股价中公司特质信息的含量。

知情交易是私有信息向股票价格进行传导的关键渠道, Easley等<sup>[7]</sup> 提出用信息性交易概率(probability of informed trading,  $PIN$ ) 作为知情交易的直接度量, 并构建一个用于估计信息性交易概率的连续时间序贯交易模型(EKOP模型)。理论上, 根据信息论对  $R^2$  的解释, 如果股价同步性代表公司特质信息含量的多少, 那么  $PIN$  越高的股票, 说明更多的特质信息会通过知情交易融入到股价中, 股价信息含量越高, 股价同步性就应更低; 反之, 则说明  $R^2$  并不能反映股价中的特质信息含量的多少。目前中国尚没有研究信息性交易概率与股价同步性之间关系的相关文献, 本研究将从市场微观结构的角度出发, 为中国股价同步性指标的经济含义提供科学的实证依据。

## 2 相关研究评述和假设提出

关于股价同步性的经济含义, 国外学者进行了大

收稿日期: 2010-10-13 修返日期: 2011-04-15

基金项目: 国家自然科学基金(70872035)

作者简介: 肖浩(1975-), 男, 湖南益阳人, 毕业于华中科技大学管理学院, 获博士学位, 现为中南财经政法大学会计学院讲师, 研究方向: 公司财务和公司治理等。E-mail: xiaohao\_1019@126.com

量的研究。Roll<sup>[1]</sup>最早将线性回归模型的统计量  $R^2$  与公司特质信息联系在一起,他在研究美国市场系统性因素对股票价格的影响时发现,资本资产定价模型对股票收益率的平均解释力其实十分有限,股价的波动仅有较小的部分可以为系统性因素和行业性影响所解释;Roll 解释说, $R^2$  较低的原因可能是公司的私有信息融入股价或者由与具体信息无关的偶发狂热因素导致。

Morck 等<sup>[2]</sup>继承了 Roll<sup>[1]</sup>的信息论观点,并首次将  $R^2$  作为股价同步性的度量指标,他们对40个国家和地区的比较研究发现,各个国家和地区的股价同步性存在较大的差异,在资本市场落后、投资者法律保护较差的贫穷国家,股价同步性较高,他们认为这是因为较弱的产权保护环境增加了投资者信息搜索的成本,阻碍了套利者基于私人信息的交易行为,从而降低了股价中的公司特质信息含量,导致股价同步性较高;Durnev 等<sup>[8]</sup>研究发现, $R^2$  较低的公司当前收益率与未来赢利的相关性更强,说明有更多的公司特质信息反映到了股票现价当中,从而也支持 Roll 的第一种解释;Jin 等<sup>[9]</sup>证实了 Morck 等<sup>[2]</sup>的结论,认为各国信息透明度的不同是导致国家间股价同步性差异的原因,透明度越低,外部投资者能了解的公司特质信息就越少,导致投资者只能依据市场平均收益对公司进行预期,从而降低了股价所反映的公司特质信息含量, $R^2$  较高;Hutton 等<sup>[10]</sup>从公司微观层面研究信息透明度与股价同步性之间的关系,并采用盈余管理度量信息不透明度,发现公司信息不透明程度越高,股价同步性越高。

此外,其他许多研究也接受或实证支持 Roll<sup>[1]</sup>的信息论解释。Wurgler<sup>[11]</sup>对65个国家股票市场的比较研究表明,资本市场的资源配置效率与股价同步性之间存在显著的负相关关系,即股票市场的同步性越低,股价中所包含的公司特质信息越多,资源配置效率越高,反之亦然;Piotroski 等<sup>[12]</sup>研究证券分析师、机构投资者和内部人3类知情人行为如何影响股价对公司特质信息、行业及市场信息的反应,结果发现,机构投资者和内部人的知情交易传递公司层面信息,促进股价对公司特质信息的吸收,降低股价同步性,分析师传播的主要是行业内信息,相应减少股价中的特质信息,股价同步性反而增加了;Chan 等<sup>[13]</sup>的研究也证明,在新兴市场证券分析师主要搜集市场层面的信息,而非公司基本面信息,分析师关注度的增加反而提高了股票价格的同步性;Khanna 等<sup>[14]</sup>对新兴市场智利的研究表明,董事会的连锁关系与股价同步性正相关,因为不同的公司有重叠的董事会成员,会降低公司层面的信息透明度,或者增加公司基本面的相关性;Brockman 等<sup>[15]</sup>对36个国家的研究发现,当市场的信息量越高时,股价同步性越低,反之亦然;Gul 等<sup>[16]</sup>用中国的数据进行检验之后发现, $R^2$  在中国同样能衡量股价的信息含量。

中国学者也有不少关于股价同步性的研究。李增泉<sup>[17]</sup>将股价同步性的研究拓展到单一国家公司治

理的层面,研究结果表明,无论是所有权集中度还是所有权性质都对股票价格的信息含量具有显著的影响;游家兴等<sup>[18]</sup>研究发现,伴随制度建设的逐步推进和不断完善,股价波动的同步性趋向减弱,股票价格所反映的公司特质信息越来越丰富;朱红军等<sup>[19]</sup>研究证券分析师与股价同步性的关系,研究结果表明,分析师的信息搜寻活动能够提高股价的信息含量,使其包含更多公司基本面的信息,降低股价同步性;侯宇等<sup>[20]</sup>认为机构投资者的作用直接体现为通过知情人交易向市场传递信息,实证结果也显示机构投资者交易确实增加了股价中的特质信息含量,降低了股价同步性。但是,中国的这些研究多数都只是假设  $R^2$  代表的是股价中包含特质信息的多少,即承认 Roll<sup>[1]</sup>的信息论解释,并未深入探讨  $R^2$  所代表的经济含义。

近来也有不少学者对 Roll<sup>[1]</sup>的第一种观点提出质疑,同时提供了许多信息论难以解释的新证据。Kelly<sup>[3]</sup>采用交易成本、流动性、信息成本和投资者关注度作为股票信息环境的度量,发现  $R^2$  越低股票的信息环境越差,因而指出  $R^2$  并不是衡量信息效率的可靠指标;Rajgopal 等<sup>[4]</sup>发现,如果使用应计质量和分析师赢利预测分歧作为刻画财务报告质量的代理变量,那么财务报告质量的下降可以很好地解释过去40年美国上市公司特质收益率波动的上升;Ashbaugh-Skaife 等<sup>[5]</sup>发现在英美等全球最大的6个市场上, $R^2$  和对未来赢利信息的定价之间的关系并不统一,对分析师预测误差和外国公司在美国上市的研究结果也不支持股价同步性代表信息含量的观点;Teoh 等<sup>[6]</sup>通过对四大财务学异象进行检验后发现, $R^2$  越小,会计异常的程度更显著,直接调查信息质量和  $R^2$  之间的关系,则得到与 Durnev 等<sup>[8]</sup>相对立的结论,即  $R^2$  与公司特质信息质量或者透明度正相关,因此断定,公司特质的不确定性才是决定  $R^2$  大小的关键因素。

Roll<sup>[1]</sup>的第二种解释认为, $R^2$  反映的主要是股票收益中的噪音、泡沫、狂热等与公司基本因素无关的投资者非理性行为。如果这种解释是正确的, $R^2$  代表的将是定价的低效率,较低的  $R^2$  意味着股价更大程度地偏离公司的基本价值。为此,另一批学者支持噪声论的观点。West<sup>[21]</sup>用数学模型证明噪声交易产生的泡沫可以导致股价波动率上升,实证研究也表明过高的股价波动性难以被股利等基本因素充分解释;Ashbaugh-Skaife 等<sup>[5]</sup>则验证了 West<sup>[21]</sup>的理论模型,发现公司特质收益率的波动与市场泡沫、狂热情绪等因素正相关;Barberis 等<sup>[22]</sup>在行为金融学的框架内研究发现,当公司被纳入或剔除标准普尔500指数后,由于大量投资者对此类公司的特殊偏好所产生的非理性的交易行为会导致股价同步性的上升或下降,其实证结果可以用噪声论观点进行很好的解释;Kumar 等<sup>[23]</sup>通过对个人投资者行为的研究,也证明噪声交易会对股价同步性产生显著的影响。

围绕  $R^2$  经济含义的两种不同观点,学者们展开

激烈的争论。目前来看,  $R^2$  的信息论观点更被主流文献所认同。依据  $R^2$  的信息论解释, 拥有私有信息的知情交易者必须通过交易行为将私有信息融入到股价当中, 因此知情交易将是影响股价同步性的重要因素。早期研究采用一些间接指标作为知情交易的测度, 如买卖价差、成交量和内部人持股的集中度, 这些间接指标反映的仅仅是知情交易的一些结果(如成交量)或原因(如内部人持股), 无法准确对知情交易进行度量。直到 Easley 等<sup>[7]</sup> 将信息性交易概率作为知情交易的直接度量, 并提出一个计算  $PIN$  的极大似然估计方法, 这为微观结构理论做出了重要贡献。

所谓信息性交易概率, 就是某一次交易是源于拥有私有信息的知情交易者的概率, 或是在某一资产的所有交易之中, 来自于知情交易者的交易所占的比例。在基于  $PIN$  的诸多实证研究中, Easley 等<sup>[24]</sup> 首先在 Fama 和 French 三因素模型的基础上, 将 EKOP 模型估计出的  $PIN$  作为第 4 个因子加入回归, 结果显示信息性交易概率确实可以作为一种风险因子进行定价, 信息交易的概率越高, 相应的风险补偿也越高; Chen 等<sup>[25]</sup> 将  $PIN$  作为股价中私有信息的度量, 发现经理层知道如何从股价中的私有信息了解公司的基本面, 并利用此私有信息进行投资决策, 因为  $PIN$  直接估计了信息性交易的概率, 在概念上就是一个合理的股价私有信息含量的度量指标; Brockman 等<sup>[26]</sup> 研究大股东的所有权对公司信息环境的影响, 实证结果表明, 无论是内部大股东还是外部大股东都提高了股票的信息性交易概率, 这是因为大股东在获取公司私有信息的准确程度和成本方面比分散的单个小股东具有更明显的优势; Tay 等<sup>[27]</sup> 进一步扩展 Easley 等<sup>[24]</sup> 的研究框架, 通过放松对买单和卖单的独立性约束条件, 并允许好消息和坏消息的概率可以每天发生改变, 从而构建出新的模型对  $PIN$  进行估计。

中国学者对中国股票市场信息性交易概率的研究还处于起步阶段, 相关文献比较有限。杨之曙等<sup>[28]</sup> 假设投资者看到的限价委托单簿是由一个看不见的隐性做市商提供, 因此可以将 EKOP 模型应用到中国股票市场这样一个以委托单驱动为特征的市场中。此后, 李朋等<sup>[29]</sup> 将信息性交易概率分解为个股信息性交易概率和市场信息性交易概率, 并实证检验中国市场信息性交易概率与交易量、买卖价差的关系; 韩立岩等<sup>[30]</sup> 也以 EKOP 模型为基础, 研究沪市股票信息性交易概率的特征, 并检验信息性交易概率的风险定价能力; 许敏等<sup>[31]</sup> 对上海证券市场知情和非知情交易者的市场到达率及其影响因素进行实证研究, 发现非知情交易者的到达率与市场收益正相关, 即主要受宏观市场特征的影响, 而知情交易者的到达率更多地与微观信息有关。

综合以上分析, 基于股价同步性的信息论观点, 本研究认为, 如果  $R^2$  代表的是股价中的特质信息含量, 那么信息交易概率越高的股票, 更多的公司特质

信息将会被股价所吸纳, 股价同步性将越低。鉴于 EKOP 模型可以在  $PIN$  中分离出好消息和坏消息发生的概率, 本研究提出假设。

$H_1$  信息性交易概率对股价同步性有着显著的负向影响, 即  $PIN$  越大, 股价同步性越低;

$H_2$  无论是好消息还是坏消息对应的信息性交易概率对股价同步性都有显著的负向影响。

根据 Roll<sup>[1]</sup>、Morck 等<sup>[2]</sup> 和 Jin 等<sup>[9]</sup> 的研究, 证券市场的信息分为市场层面的信息和公司层面的信息。前者是指对各个公司具有普遍影响的事件, 如宏观经济变化、法律颁布等; 后者是指除市场层面消息外, 包括增发、配股、并购、股利发放等在内的与公司基本价值密切相关的特殊事件, 即所谓的公司特质信息。与公司特质信息不同, 市场层面的信息会引起某一段时间市场中所有股票的同时上涨或同时下跌, 导致股价的同步性上升。例如, 2007 年 5 月 30 日, 中国将交易印花税税率由现行 1‰ 调整为 3‰, 就导致当天几乎所有股票同时大幅下跌。

EKOP 模型中的信息性交易概率通过分析订单的不平衡来推断信息性交易的概率, 但这种度量没有区分订单不平衡造成的私有信息的来源。因为知情者的私有信息可能是关于市场的私有信息, 也可能是某只股票特有的私有信息。基于上述原因, 本研究提出将信息性交易概率分解为与市场私有信息对应的市场信息性交易概率和与个股私有信息对应的个股信息性交易概率两部分。由于市场层面信息和公司特质信息对股价同步性会产生截然相反的影响, 相应地, 市场信息性交易概率和个股信息性交易概率与股价同步性也应有不同的关系。

基于以上分析, 本研究提出假设。

$H_3$  市场信息性交易概率越大, 股价同步性越高;

$H_4$  个股信息性交易概率越大, 股价同步性越低。

### 3 EKOP 模型

信息性交易概率的理论最早由 Easley 等<sup>[7]</sup> 提出。此后, 作为私有信息的度量,  $PIN$  的概念在金融实证研究中得到广泛应用。Easley 等<sup>[7]</sup> 提出一个基于做市商的序贯交易模型, 即 EKOP 模型, 用于对股票的  $PIN$  进行估计。

#### 3.1 模型设定

假设一个风险资产的交易市场, 机制为做市商, 交易为多期, 即存在多个交易日  $i, i \in [1, I], I$  为交易日数。在每个交易日内, 时间是连续的,  $t$  为交易日内的交易时间,  $t \in [0, T], T$  为总的交易时间。做市商为交易的风险资产连续地报出买价和卖价, 假设做市商是风险中性的、竞争性的, 因此在任何时间做市商的报价都将等于他对当时所掌握信息的资产的期望价值。市场交易者分为两类, 一类为知情交易者, 他们根据信息事件发生后的私有信息交易, 没有信息事件发生时不进场交易; 另一类为非知情交易

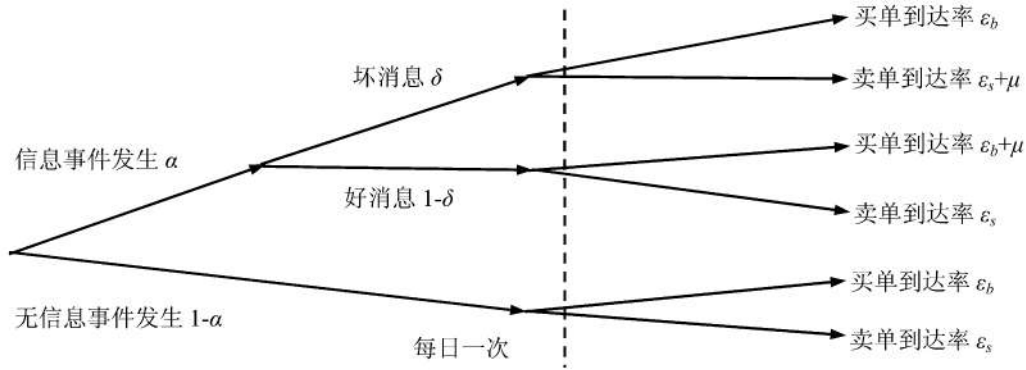


图1 交易过程图

Figure 1 Tree Diagram of Trading Process

者,他们出于流动性等需要进行交易,由于无法获得私有信息,无论信息事件发生与否,都参与交易。

图1的树图描述了交易的过程。在树的开始节点,自然选择信息事件是否发生,其发生概率为 $\alpha$ 。如果信息事件发生,则在第二节点,自然决定事件是好消息还是坏消息,事件是坏消息的概率为 $\delta$ ,是好消息的概率为 $(1-\delta)$ 。事件每天发生一次,天与天之间独立。在每个交易日结束之后,该信息会完全反映在价格中。

给定虚线左边的节点,交易者的到达服从相应的独立的泊松过程。任何情况下,非知情交易的买单到达率和卖单到达率都分别服从参数为 $\epsilon_b$ 和 $\epsilon_s$ 的泊松过程。无信息事件发生时,知情交易者的到达率为零;当坏消息或好消息发生时,知情交易者的到达率都服从参数为 $\mu$ 的泊松过程。

令 $P(t) = \{P_n(t), P_b(t), P_g(t)\}$ ,分别表示 $t$ 时刻无信息事件发生( $n$ )、有坏消息事件发生( $b$ )和有好消息事件发生( $g$ )的概率,则0时刻做市商的先验概率为 $P(0), P(0) = \{1-\alpha, \alpha\delta, \alpha(1-\delta)\}$ 。 $S_t$ 为 $t$ 时刻到达一个卖委托单。

由全概率公式, $t$ 时刻一笔卖出交易到达的概率为  

$$P(S_t) \approx P_b(t)(\epsilon_s + \mu)t + P_g(t)\epsilon_s t + P_n(t)\epsilon_s t$$

$$\approx [\epsilon_s + \mu P_b(t)]t$$

进而由条件概率, $t$ 时刻发生的这笔卖出交易是信息性交易的概率为 $\frac{\mu P_b(t)}{\epsilon_s + \mu P_b(t)}$ 。类似地, $t$ 时刻发生

的一笔买入交易是信息性交易的概率为 $\frac{\mu P_g(t)}{\epsilon_b + \mu P_g(t)}$ 。因此, $t$ 时刻发生的一笔交易是信息性交易的概率为

$$PI(t) = \frac{\mu P_b(t) + \mu P_g(t)}{\epsilon_s + \mu P_b(t) + \epsilon_b + \mu P_g(t)}$$

开盘时,利用信息事件发生的无条件概率,可知信息性交易概率为

$$PIN = PI(0) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s} \quad (1)$$

### 3.2 参数估计

EKOP模型实质上是一个混合的泊松过程,模型

通过订单到达率的变化推断信息事件发生的概率,进而根据卖单和买单的不平衡判断是好消息还是坏消息。模型需对参数向量 $\theta$ 进行估计, $\theta = (\alpha, \delta, \epsilon_b, \epsilon_s, \mu)$ , $\alpha$ 和 $\delta$ 决定3类信息事件发生的概率,其余3个参数反映非知情交易者和知情交易者的到达率。尽管不能直接观察到信息事件的发生及其好坏,也不能区分出两类交易者的类型,但是我们知道买卖的数据能反映出潜在的信息结构。例如,有好消息的交易日,预期将有更多的买单出现;而有坏消息的交易日则会产生更多的卖单;无消息的交易日,市场中没有知情交易者,因此交易量会减少。买单和卖单的到达服从相互独立的泊松过程。EKOP采用极大似然估计法,从买入和卖出的观测数据中估计出模型的5个参数<sup>[7]</sup>。

每个交易日,买单和卖单流将随机地服从3个泊松过程中的某一个。如果在某个交易日发生了一个坏的信息事件,且在该交易日总交易时间 $T$ 内发生 $B$ 次买和 $S$ 次卖,则似然函数为

$$e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} e^{-(\mu + \epsilon_s)T} \frac{[(\mu + \epsilon_s)T]^S}{S!}$$

同理,可以得出无信息事件和好消息事件发生时的似然函数分别为

$$e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!}$$

$$e^{-(\mu + \epsilon_b)T} \frac{[(\mu + \epsilon_b)T]^B}{B!} e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!}$$

无消息、坏消息和好消息事件发生的概率分别是 $(1-\alpha)$ 、 $\alpha\delta$ 和 $\alpha(1-\delta)$ 。因此,在某个信息事件类型未知的交易日总交易时间 $T$ 内若发生 $B$ 次买和 $S$ 次卖,总的似然函数为

$$L[(B, S) | \theta] = (1-\alpha) e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!} +$$

$$\alpha\delta e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} e^{-(\mu + \epsilon_s)T} \frac{[(\mu + \epsilon_s)T]^S}{S!} +$$

$$\alpha(1-\delta) e^{-(\mu + \epsilon_b)T} \frac{[(\mu + \epsilon_b)T]^B}{B!} e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!}$$

假定交易日之间是相互独立的,在 $I$ 个交易日

对买卖次数的观测数据为  $M = (B_i, S_i)_{i=1}^I$ , 则在  $I$  个交易日内的似然函数正是单个交易日  $i$  的似然函数的乘积, 即

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^I L(B_i, S_i|\theta)$$

对上式求极大值, 就可以由观测数据  $M$  估计出 EKOP 模型的参数向量  $\theta$ , 将参数  $\theta$  代入(1)式就得到信息性交易概率  $PIN$ 。

此外, 利用坏消息发生的概率  $\delta$ , 可进一步将  $PIN$  分解为坏消息对应的信息交易概率 ( $PINB$ ) 和好消息对应的信息交易概率 ( $PING$ ), 即

$$PINB = PIN \cdot \delta \quad PING = PIN(1 - \delta) \quad (2)$$

#### 4 研究设计

本研究的思路是, 首先借鉴 Morck 等<sup>[2]</sup>的思想, 将 CAPM 模型的拟合系数  $R^2$  定义为股价同步性, 然后用 EKOP 模型估算出股票的信息性交易概率  $PIN$ ; 其次, 用股价同步性作为因变量, 对  $PIN$  变量及若干控制变量进行回归, 以验证股价同步性能否度量股价信息含量的多少; 最后, 将  $PIN$  分解为与市场消息对应的市场信息性交易概率和与个股信息对应的个股信息性交易概率, 同样以股价同步性为因变量进行回归, 以分析市场层面的知情交易和个股的知情交易对股价同步性的不同影响。

##### 4.1 股价同步性的度量

参考 Morck 等<sup>[2]</sup>的方法, 本研究使用如下的 CAPM 回归模型估计股价同步性, 即

$$r_{i,t} = c_i + \beta_i r_{m,t} + e_{i,t}$$

其中,  $r_{i,t}$  为公司  $i$  在交易日  $t$  的个股收益率,  $r_{m,t}$  为第  $t$  个交易日的市场收益率 (采用深市的综合指数收益率表示),  $m$  为市场,  $c_i$  为截距项,  $\beta_i$  为系数,  $e_{i,t}$  为误差项。定义每个年度的研究期间为该年度第一个交易日至最后一个交易日。

根据统计学原理, 拟合系数  $R^2$  的经济含义可以理解成股票价格的变动被市场波动所解释的比例。因此,  $R^2$  越大, 表示公司股票价格与市场的同步性程度越高。由于  $R^2$  的取值区间为  $(0, 1)$ , 不符合最小二乘法的要求, 因此回归分析时对  $R^2$  进行对数转换, 即

$$RSQ = \ln \frac{R^2}{1 - R^2} \quad (3)$$

将  $RSQ$  作为股价同步性的度量。

##### 4.2 信息性交易概率的计算方法

首先, 从 CCER 股票分笔高频数据库中提取每笔交易的成交时间、成交价格、卖一价和买一价, 然后采用标记检验方法, 判断此笔交易是买单还是卖单。买卖判断原则为, 如果该笔交易的成交价格大于前笔买卖报价的中点, 记为买单; 如果低于买卖报价的中点, 则记为卖单; 如果正好等于买卖报价的中点, 则依据前一笔的买卖方向确定, 前笔若为买单, 此笔也为买单, 否则皆为卖单。将每天的买单和卖单累加, 即得到每天的买单数和卖单数。

其次, 以季度为时间单位, 用极大似然估计方法

对样本股票每个季度的信息性交易概率进行估计。采用季度进行估计的原因有两个, ① Easley 等<sup>[7]</sup>采用季度作为时间单位估计  $PIN$ , 并认为 60 个交易日的数据足以产生精确的  $PIN$  估计值; ② 一个季度的周期不算太长, 可以认为模型参数以及  $PIN$  值比较稳定, 没有随时间发生显著地变化。

最后, 以年为单位, 计算每只股票 4 个季度  $PIN$  的平均值, 作为当季度的  $PIN$  值, 以便于匹配以年度为单位的财务数据。

##### 4.3 信息性交易概率的分解

参照李朋等<sup>[29]</sup>的方法, 将  $PIN$  分解为市场信息性交易概率 ( $PINM$ ) 和个股信息性交易概率 ( $PINID$ ) 两部分。

$PIN$  分解的基本思想和具体方法为, 参照市场指数的编制方法, 加权计算样本股票  $PIN$  的平均数, 作为  $PINM$ , 以表示整个市场知情交易的总水平; 其次, 通过线性回归模型将  $PIN$  受  $PINM$  影响的部分分离出来, 假定剩余残差部分即为  $PINID$ 。由此, 得出  $PIN$  分解的数学模型, 具体为

$$PINM = \sum_{i=1}^N w_i PIN_i \quad (4)$$

$$PIN_{i,t} = \beta_{Pi} PINM_t + PINID_{i,t} \quad (5)$$

其中,  $PINM$  为各样本股票的  $PIN$  加权计算的平均值;  $N$  为样本个数;  $w_i$  为股票  $i$  在样本中所占的权重, 用流通市值度量;  $PIN$  为 EKOP 模型计算出的信息性交易概率;  $t$  为时间;  $\beta_P$  为  $PIN$  与  $PINM$  的回归系数, 反映个股的  $PIN$  受  $PINM$  的影响程度;  $PINID$  为  $PIN$  减去  $\beta_P PINM$  的剩余。

在实际计算时, 选择以 20 个交易日为单位, 将一年的交易日划分为 12 个分时间段, 在每个分时间段内, 对样本股票的信息性交易概率求其极大似然估计 (此处之所以没有继续以季度为时间单位, 是为了保证  $PIN$  与  $PINM$  回归时有足够的数据)。为了避免估计结果不准确, 剔除在某个时间段内高频交易数据少于 16 个交易日的样本。最后, 以年为单位, 计算出每只股票 12 个分时间段  $PINID$  的平均值以及市场的  $PINM$  的平均值, 将其定义为该年度的  $PINID$  和  $PINM$ , 并作为解释变量代入以年度为单位的回归模型 (7) 式。

##### 4.4 回归模型的设定

为了检验前文中提出的  $H_1$  和  $H_2$ , 建立以下回归模型, 即

$$RSQ = \beta_0 + \beta_1 PIN + \beta_2 Top + \beta_3 Size + \beta_4 Lev + \beta_5 \frac{M}{B} + \beta_6 Volume + \beta_7 Private + \sum Industry + Year + \eta \quad (6)$$

其中,  $RSQ$  为股价同步性;  $PIN$  为解释变量, 代表信息性交易概率, 分别考虑前文定义的年度  $PIN$  以及可识别出来的坏消息对应的  $PINB$  和好消息对应的  $PING$ ;  $Top$ 、 $Size$ 、 $Lev$ 、 $\frac{M}{B}$ 、 $Volume$  和  $Private$  为控制变量,  $Top$  为企业的第一大股东持股,  $Size$  为公司规模,  $Lev$  为资产

负债率,  $\frac{M}{B}$  为市账比,  $Volume$  为股票换手率,  $Private$  为实际控制人类型;  $\beta_0$  为截距项;  $\beta_1 \sim \beta_7$  为相应的回归系数,  $\eta$  为误差项。此外, 模型中还加入了行业变量  $Industry$  和年度变量  $Year$ , 以充分考虑行业效应和年度效应。行业的分类标准是依据 2001 年证监会颁布的《上市公司行业分类指引》, 其中制造业取两位代码分类, 其他行业取一位代码分类, 共有 20 个行业虚拟变量, 另有 1 个年度虚拟变量。各变量的具体定义和计算见表 1。

为了检验  $H_3$  和  $H_4$ , 建立以下回归模型, 即

$$RSQ = \beta_0 + \beta_1 PINID + \beta_2 \beta_p PINM + \beta_3 Top + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 \frac{M}{B} + \beta_7 Volume + \beta_8 Private + \sum Industry + Year + \eta \quad (7)$$

其中,  $PINID$  为研究年度内个股信息性交易概率的平均值,  $PINM$  为研究年度内市场信息性交易概率的平均值,  $\beta_p$  为 (5) 式中  $PIN$  与  $PINM$  的回归系数。

#### 4.5 样本和数据来源

鉴于中国关于  $PIN$  的相关研究多数以 2003 年或 2004 年的交易数据为基础<sup>[28-31]</sup>, 本研究也以 2003 年至 2004 年作为研究期间, 并选取在深圳证券交易所主板上市交易的公司作为研究对象。这样做的好处是既便于对估计结果进行横向比较, 也避免了股权分置改革引起的市场结构性改变可能对研究结果造成的影响, 同时使所需的高频数据量不至于过分庞大, 降低计算的难度。在样本筛选过程中剔除以下样本。①金融类上市公司, 以避免不同的会计准则的影响; ②当年度 IPO 的公司, 因为 IPO 时公司股价有特殊的波动性; ③某季度内完整的高频交易数据少于 50 个交易日的公司; ④年度内少于 200 个交易日的公司; ⑤极大似然估计不收敛的公司; ⑥相关数据不全以及实际控制人性质无法辨认的公司。最终得到 485 个样本。

计算信息性交易概率需要股票每日的买单和卖单的交易次数数据, 本研究使用的日内高频交易数

表 1 变量定义

Table 1 Definition of Variables

变量	符号	定义
拟合系数	$R^2$	资本资产定价模型的拟合系数
股价同步性	$RSQ$	$R^2$ 的对数转换, $RSQ = \ln \frac{R^2}{1 - R^2}$
解释变量		
信息性交易概率	$PIN$	基于 EKOP 模型估算的知情交易在所有交易中所占的比例
坏消息交易概率	$PINB$	坏消息对应的信息性交易概率
好消息交易概率	$PING$	好消息对应的信息性交易概率
市场信息性交易概率	$PINM$	市场信息对应的信息性交易概率
个股信息性交易概率	$PINID$	个股信息对应的信息性交易概率
控制变量		
第一大股东持股	$Top$	第一大股东所持股份占公司总股本的比例
公司规模	$Size$	年初总市值的自然对数
资产负债率	$Lev$	$\frac{\text{总负债}}{\text{总资产}}$
市账比	$\frac{M}{B}$	$\frac{\text{总市值}}{\text{净资产}}$
换手率	$Volume$	年度内上市公司日换手率的平均值
实际控制人	$Private$	实际控制人为民营、外资或集体所有制等企业时取值为 1, 为国有企业时取值为 0
行业效应	$Industry$	行业虚拟变量
年度效应	$Year$	年度虚拟变量

据来自于 CCER 股票分笔高频数据库, 股票日交易价格和实际控制人数据皆取自 CCER 股票价格收益数据库, 其他财务数据和股权结构数据取自国泰安 CSMAR 数据库。似然函数用 MATLAB 软件求解其极大值估计, 股价同步性采用 SAS 软件编程计算, 回归分析由 STATA 完成。

## 5 实证结果及分析

### 5.1 PIN 估计结果及分析

表 2 给出样本股票各季度参数估计结果的平均值。从表 2 可以看出, 各季度 PIN 的平均值在 0.130~0.180 之间。Easley 等<sup>[7]</sup>的研究认为, 纽约证券交易所的股票信息性交易概率在 0.180~0.280 之间; 韩立岩等<sup>[30]</sup>对上海交易所 66 支股票的实证结果显示, 分组各季度 PIN 的平均值在 0.110~0.220 之间, 这与本研究的统计结果颇为一致。而参数  $\delta$  的各个平均值皆小于 0.500, 表明有信息事件发生时, 好消息的概率更大, 其中仅有三分之一左右的事件为坏消息。Easley 等<sup>[7]</sup>对美国市场的估计结果也是以好消息居多, 只是两者的差异相对较小; 韩立岩等<sup>[30]</sup>得出的各组  $\delta$  估计值的均值也是在 0.200~0.420 之间, 同样表明中国上市公司发生的事件大部分都为好消息。比较参数  $\varepsilon_b$  和  $\varepsilon_s$  发现, 在同一时期, 总体上非知情交易者卖单的到达率略大于买单的到达率, 两种的差值稳定地保持在 20 左右。

### 5.2 主要变量的描述性统计

表 3 给出主要变量的描述性统计结果。由  $R^2$  的均值看, 2003 年至 2004 年中国上市公司股票价格日收益率的 30.600% 可以由市场收益率予以解释, 虽依然显著高于发达国家, 但与李增泉<sup>[17]</sup>统计的 1997 年至 2001 年  $R^2$  的均值 41.510% 相比, 已有明显的下

降, 这表明随着时间的推移, 证券市场制度的逐步完善, 中国股价波动的同步性趋向减弱。PIN、PINB 和 PING 的平均值分别为 0.155、0.054 和 0.101, 好消息的发生概率约为坏消息的两倍。样本中第一大股东的持股比例平均为 40.800%, 从实际控股股东看, 仅有 27.800% 的公司由非国有企业控制。

表 4 给出主要变量的 Pearson 相关系数矩阵。由表 4 可知, 解释变量 PIN 和 PING 都与股价同步性保持显著负相关, 即 PIN 越高时, 公司股价同步性程度越低, 这与先前的假设一致。而 PINB 与 RSQ 的相关系数为正, 尽管与理论分析的结果相反, 但该系数的值较小且并不显著, 这表明在控制其他变量以前, 初步的证据并没有支持坏消息引起的知情交易可以降低股价同步性, 这需要在下面的回归模型中控制其他变量后继续进行验证。除 PIN 与 PING 的相关系数为 0.648 外(但它们并不在同一个回归模型中), 表中其他的相关系数都不超过 0.500, 说明模型的变量之间将不会产生严重的多重共线性问题。

### 5.3 信息性交易概率与股价同步性

表 5 给出信息性交易概率对股价同步性的影响。检验方法是在控制影响股价同步性的企业特征以及行业和时间的基础上, 分别检验 PIN、PINB 和 PING 与 RSQ 之间的关系。在模型(1)中只是将解释变量 PIN 单独地放入模型, 没有控制其他因素的影响, 结果显示信息性交易概率与股价同步性在 1% 的水平上显著负相关。在模型(2)中将所有的控制变量纳入模型, PIN 的回归系数依旧在 1% 的水平上显著为负, 这表明信息性交易的概率越高, 交易越可能向市场传递关于公司真实价值的信号, 从而股价中的公司特质信息含量就会越丰富, 股价同步性则越低, 这个结果支持  $H_1$ 。

表 2 各年分季度参数估计值的平均值

Table 2 Summary of Parameter Estimate Statistics by Quarter

时间	$\alpha$	$\delta$	$\varepsilon_b$	$\varepsilon_s$	$\mu$	PIN
1 季度	0.314	0.342	115.300	132.900	127.100	0.139
2 季度	0.359	0.356	144.400	166.700	144.600	0.150
2003 年	0.269	0.284	80.080	104.700	121.600	0.149
4 季度	0.342	0.344	117.700	139.200	142.800	0.166
全年	0.321	0.332	114.400	135.800	134.000	0.151
1 季度	0.389	0.376	220.700	243.000	168.600	0.132
2 季度	0.303	0.397	139.200	159.200	183.200	0.162
2004 年	0.260	0.327	101.800	120.100	178.200	0.179
4 季度	0.321	0.373	124.300	140.900	161.100	0.164
全年	0.318	0.368	146.300	165.700	172.700	0.159

注: 估计的到达率参数表示单个交易日内的到达率。

表3 主要变量的描述性统计  
Table 3 Descriptive Statistics of Main Variables

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$R^2$	485	0.306	0.316	0.124	0.014	0.640
$RSQ$	485	-0.921	-0.772	0.725	-4.280	0.576
$PIN$	485	0.155	0.151	0.030	0.077	0.274
$PINB$	485	0.054	0.050	0.025	0.012	0.190
$PING$	485	0.101	0.099	0.029	0.026	0.197
$Top$	485	0.408	0.378	0.167	0.109	0.849
$Size$	485	21.400	21.300	0.715	19.930	24.070
$Lev$	485	0.475	0.482	0.181	0.013	0.938
$\frac{M}{B}$	485	3.339	2.476	2.804	0.862	23.890
$Volume$	485	0.009	0.008	0.005	0.001	0.035
$Private$	485	0.278	0.000	0.449	0.000	1.000

表4 主要变量的 Pearson 相关系数  
Table 4 Pearson Correlation Analysis of Main Variables

变量	$RSQ$	$PIN$	$PINB$	$PING$	$Top$	$Size$	$Lev$	$\frac{M}{B}$	$Volume$
$PIN$	-0.301**								
$PINB$	0.008	0.430**							
$PING$	-0.311**	0.648**	-0.409**						
$Top$	0.236**	-0.057	-0.001	-0.057					
$Size$	0.287**	-0.055	0.099*	-0.140**	0.239**				
$Lev$	-0.225**	-0.045	-0.025	-0.025	-0.059	-0.247**			
$\frac{M}{B}$	-0.572**	0.183**	-0.044	0.222**	-0.134**	-0.151**	0.272**		
$Volume$	-0.044	-0.085	-0.050	-0.045	0.019	-0.040	0.150**	-0.002	
$Private$	-0.285**	0.120**	0.005	0.117**	-0.364**	-0.283**	0.089	0.207**	0.013

注:\*\*为5%的显著性水平,下同。

在模型(3)中用解释变量 $PINB$ 和 $PING$ 替代变量 $PIN$ 放入模型,同时也控制其他因素的影响。从表5的结果可以发现,分别对应坏消息和好消息的变量 $PINB$ 和 $PING$ 的回归系数均为负,且都在1%的水平上显著,这表明无论是因坏消息还是好消息而引起的信息性交易都会增加股价中的特质信息含量,从而减少公司股价的同步性波动。这个结果不仅支持 $H_2$ ,同时也佐证了 $H_1$ 的正确性。

#### 5.4 市场 $PIN$ 、个股 $PIN$ 与股价同步性

表6给出市场信息性交易概率和个股信息性交易概率对股价同步性的影响。为进一步考察不同层面的信息事件与股价同步性的关系,按照(5)式首先

将信息性交易概率分解为市场信息性交易概率和个股信息性交易概率,然后在回归模型中分别放入变量 $PINM$ 和 $PINID$ 。由于在信息性交易概率的分解过程中剔除了部分高频交易数据缺失的公司样本,因此表6中的样本数为445个。从表6模型(5)和模型(6)中可以看出, $PINID$ 的回归系数为负, $PINM$ 系数的符号则与之相反,但两者都在1%的水平上显著。在模型(7)中,将 $PINM$ 和 $PINID$ 同时放入模型,结果显示 $PINM$ 的系数在5%的水平上显著为正,而 $PINID$ 的系数依旧在1%的水平上显著为负。以上结果表明,由公司基本面的信息引起的信息性交易能够提高股价中的公司特质信息含量,从而降低股价同



表5 PIN与股价同步性  
Table 5 Results for PIN and  
Stock Price Synchronicity

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
截距	0.220 (1.310)	-2.146** (-2.489)	-1.985** (-2.280)
PIN	-7.349*** (-6.929)	-5.392*** (-6.115)	
PINB			-4.491*** (-3.966)
PING			-5.918*** (-6.077)
Top		0.367** (2.211)	0.372** (2.244)
Size		0.111*** (2.856)	0.104*** (2.665)
Lev		-0.168 (-1.099)	-0.178 (-1.168)
$\frac{M}{B}$		-0.110*** (-11.065)	-0.108*** (-10.871)
Volume		-11.440** (-2.247)	-11.040** (-2.167)
Private		-0.116* (-1.857)	-0.115* (-1.846)
Year		Yes	Yes
Industry		Yes	Yes
样本数	485	485	485
Adj-R <sup>2</sup>	0.089	0.472	0.473
F值	48.008***	16.457***	15.966***

注:\*为10%的显著性水平,\*\*\*为1%的显著性水平,括号中的数字为双尾检验的T值。下同。

步性;而由市场信息引起的信息性交易只是促进股价对市场宏观层面信息的吸收,从而使股票价格与市场整体而非公司自身特征更加相关,股价同步性反而会减少。上述结果支持H<sub>3</sub>和H<sub>4</sub>。

### 5.5 可靠性分析

为检验上述结论的稳健性,现进行可靠性分析。首先,在表5和表6的回归结果中,模型的F值都在1%的水平上显著,同时除模型(1)外,Adj-R<sup>2</sup>也都在0.4以上,说明模型具有较好的拟合效果。其次,以20个交易日作为时间单位估算信息性交易概率,并重

表6 PIN分解与股价同步性  
Table 6 Results for Decomposition  
of PIN and Stock Price Synchronicity

变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
截距	-2.100** (-2.349)	-3.655*** (-4.243)	-3.492*** (-4.065)	-3.509*** (-4.110)
PIN	-5.938*** (-5.332)			
PINM		1.257*** (3.274)		0.951** (2.422)
PINID			-2.251*** (-3.813)	-1.882*** (-3.103)
Top	0.460*** (3.026)	0.502*** (3.233)	0.441*** (2.844)	0.459*** (2.976)
Size	0.104*** (2.650)	0.133*** (3.376)	0.140*** (3.579)	0.133*** (3.419)
Lev	-0.224 (-1.475)	-0.197 (-1.264)	-0.156 (-1.014)	-0.199 (-1.292)
$\frac{M}{B}$	-0.100*** (-8.936)	-0.110*** (-9.851)	-0.109*** (-9.767)	-0.106*** (-9.541)
Volume	-11.900*** (-2.765)	-2.443 (-0.594)	-5.101 (-1.245)	-3.968 (-0.968)
Private	-0.057 (-0.964)	-0.035 (-0.568)	-0.050 (-0.824)	-0.031 (-0.513)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	445	445	445	445
Adj-R <sup>2</sup>	0.426	0.402	0.407	0.414
F值	12.746***	11.646***	11.883***	11.810***

新执行H<sub>1</sub>的检验。从表6模型(4)的结果看,PIN的系数显著为负,与以季度为单位估算的PIN回归结果无实质性差异。这不仅再次验证了H<sub>1</sub>,也表明本研究结果并不会因为估算方法的改变而发生变化。最后,对模型进行多重共线性诊断,考察各模型中自变量的容许度和方差膨胀因子,发现方差膨胀因子数值较小,表明模型没有产生多重共线性问题。以上分析表明,本研究结果是比较稳健的。

## 6 结论

为探讨中国股价同步性所代表的经济含义,本研究以2003年至2004年中国深圳证券交易所的上市

公司为样本,采用EKOP模型估计的信息性交易概率作为知情交易的直接度量,建立线性回归模型对信息性交易概率与股价同步性之间的关系进行实证检验。实证结果表明,知情交易对股价同步性有显著的负向影响, $PIN$ 越大,股价同步性越低;而且,无论是好消息还是坏消息所对应的信息性交易概率,都与股价同步性显著负相关。进一步地,将 $PIN$ 分解为市场信息性交易概率和个股信息性交易概率,研究结果显示,个股信息性交易概率越大,股价同步性也越低;相反,市场信息性交易概率越大,股价同步性则越高。

研究结论具有一定的理论和现实意义。研究表明,在中国股价同步性 $R^2$ 能反映股价中的公司特质信息含量,以往基于 $R^2$ 信息论观点对中国股市进行的研究是有意义的。本研究从知情交易的角度出发,利用 $PIN$ 检验中国股价同步性的经济含义,将市场微观结构理论与公司财务理论联结起来,拓展了对中国股价同步性的研究。结果表明,为降低股价同步性及其所带来的危害,政府监管部门需要加强中小投资者法律保护,完善信息披露制度,同时改善投资者结构,促进知情交易行为,提高股价信息含量。

#### 参考文献:

- [1] Roll R.  $R^2$  [J]. The Journal of Finance, 1988, 43 (3): 541-566.
- [2] 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.
- [3] Kelly P. Information efficiency and firm-specific return variation [R]. Tempe: Arizona State University, 2005.
- [4] Rajgopal S, Venkatachalam M. Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility over the last four decades [R]. Seattle: University of Washington, 2006.
- [5] Ashbaugh-Skaife H, Gassen J, LaFond R. Does stock price synchronicity reflect information or noise? The international evidence [R]. Madison: University of Wisconsin-Madison, 2005.
- [6] Teoh S H, Yang Y, Zhang Y. R-square: noise or firm-specific information? [R]. Irvine: University of California, 2007.
- [7] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M, Paperman J B. Liquidity, information, and infrequently traded stocks [J]. The Journal of Finance, 1996, 51(4): 1405-1436.
- [8] Durnev A, Morck R, Yeung B, Zarowin P. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(5): 797-836.
- [9] Jin L, Myers S.  $R^2$  around the world: New theory and new tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [10] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [11] Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1/2): 187-214.
- [12] 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.
- [13] Chan K, Hameed A. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 115-147.
- [14] Khanna T, Thomas C. Synchronicity and firm interlocks in an emerging market [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(2): 182-204.
- [15] Brockman P, Liebenberg I, Schutte M. Comovement, information production, and the business cycle [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(1): 107-129.
- [16] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 425-442.
- [17] 李增泉. 所有权结构与股票价格的同步性: 来自中国股票市场的证据 [J]. 中国会计与财务研究, 2005, 7(3): 57-82.
- Li Zengquan. Ownership structure and information content of stock price: Evidence from Chinese stock market [J]. China Accounting and Finance Review, 2005, 7(3): 57-82. (in Chinese)
- [18] 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), 2006, 6(1): 189-206.
- You Jiaying, Zhang Junsheng, Jiang Wei. Institution building, firm-specific information and the synchronicity of stock prices: A  $R^2$ -based perspective [J]. China Economic Quarterly, 2006, 6(1): 189-206. (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 securities analysts improve the efficiency of capital market in China [J]. Journal of Financial Research, 2007(2): 110-121. (in Chinese)
- [20] 侯宇, 叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率: 来自中国资本市场的实证证据 [J]. 金融研究, 2008(4): 131-145.
- Hou Yu, Ye Dongyan. Institutional investor, informed

- trading and market efficiency: Evidence from China's capital market [J]. *Journal of Financial Research*, 2008(4):131-145. (in Chinese)
- [21] West K D. Dividend innovations and stock price volatility [J]. *Econometrica*, 1988, 56(1):37-61.
- [22] Barberis N, Shleifer A, Wurgler J. Comovement [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(2):283-317.
- [23] Kumar A, Lee C M C. Retail investor sentiment and return comovements [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(5):2451-2486.
- [24] Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Is information risk a determinant of asset returns? [J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57(5):2185-2221.
- [25] Chen Q, Goldstein I, Jiang W. Price informativeness and investment sensitivity to stock price [J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20(3):619-650.
- [26] Brockman P, Yan X. Block ownership and firm-specific information [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33(2):308-316.
- [27] Tay A, Ting C, Tse Y, Warachka M. Using high-frequency transaction data to estimate the probability of informed trading [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2009, 7(3):288-311.
- [28] 杨之曙, 姚松瑶. 沪市买卖价差和信息性交易实证研究 [J]. *金融研究*, 2004(4):45-56.  
Yang Zhishu, Yao Songyao. Bid-ask spread and informed trading: Evidence from Shanghai stock exchange [J]. *Journal of Financial Research*, 2004(4):45-56. (in Chinese)
- [29] 李朋, 刘善存. 信息性交易概率分解与买卖价差研究 [J]. *南方经济*, 2006(2):13-22.  
Li Peng, Liu Shancun. The decomposition of probability of informed trading and bid-ask spread [J]. *South China Journal of Economics*, 2006(2):13-22. (in Chinese)
- [30] 韩立岩, 郑君彦, 李东辉. 沪市知情交易概率(PIN)特征与风险定价能力 [J]. *中国管理科学*, 2008, 16(1):16-24.  
Han Liyan, Zheng Junyan, Li Donghui. The feature of probability of informed trading and risk pricing in Shanghai stock market [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2008, 16(1):16-24. (in Chinese)
- [31] 许敏, 刘善存. 交易者市场到达率及影响因素研究 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(1):85-94.  
Xu Min, Liu Shancun. Arrival rate of traders and influencing factors [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(1):85-94. (in Chinese)

## Probability of Informed Trading and Stock Price Synchronicity

Xiao Hao<sup>1,2</sup>, Xia Xinpeng<sup>1</sup>, Zou Bin<sup>2</sup>

1 School of Management, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

2 School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China

3 School of Accountancy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China

**Abstract:**  $R^2$ , a statistical variable in CAPM, is widely used as a proxy for measuring stock price synchronicity in financial research. But there exist two controversial opinions about the economic implications of  $R^2$ , which are named information theory and noise theory. Based on literature reviews, the paper thoroughly analyses the economic implications of stock price synchronicity in China, and the effects of informed trading on stock price synchronicity. By using a sample of companies listed on Shenzhen Stock Exchange during 2003-2004, we adopt the model of EKOP to evaluate the probability of informed trading which can be treated as a representative of informed trading, construct a linear regression model and examine the relationship between probability of informed trading and synchronicity. The results show probability of informed trading has a significantly negative impact on synchronicity. Further, we decompose the probability of informed trading into individual stock's probability and market's probability, and find that individual stock's probability is also inversely associated with synchronicity, while synchronicity is higher for firms with greater market's probability. Our findings provide strong support for the high-information interpretation of synchronicity.

**Keywords:** probability of informed trading; synchronicity; EKOP model; information content

**Received Date:** October 13<sup>th</sup>, 2010    **Accepted Date:** April 15<sup>th</sup>, 2011

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(70872035)

**Biography:** Dr. Xiao Hao, a Hunan Yiyang native(1975 - ), graduated from the School of Management at Huazhong University of Science and Technology and is a lecturer in the School of Accounting at Zhongnan University of Economics and Law. His research interests include corporate finance and corporate governance, etc. E-mail: xiaohao\_1019@126.com

□