

知情交易概率能够测度信息风险吗?

——以并购公告前后的信息效应为例

赵西亮¹, 邹海峰²

(1. 厦门大学经济学院和王亚南经济研究院, 福建 厦门 361005

2. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044)

内容提要: 本文利用 2004~2008 年的 86 起并购重组事件考察了并购公告前后信息结构的变化。发现在并购公告之前, 存在显著的信息泄漏。本文检验了并购公告前后知情交易概率 (PIN) 的变化, 发现并购公告前的 PIN 低于并购公告后的 PIN, 从而表明 PIN 无法准确地反映信息不对称程度, 因而 PIN 并不是衡量信息不对称的很好指标。另外, 买卖价差在并购公告之前逐渐上升, 并购公告之后逐渐下降, 因此, 买卖价差能够较好地反映信息结构的变化。

关键词: 知情交易概率; 信息不对称; 买卖价差; 并购公告

中图分类号: F224 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-5766(2010)09-0139-08

金融市场中投资者的交易无外乎两种: 投机交易和流动性交易。投机交易是指投资者利用其掌握的私人信息进行获利的交易, 也称为知情交易; 流动性交易是指投资者基于外生的流动性需求而进行的交易, 流动性交易发生的原因往往来自于金融市场之外。因而, 在金融市场存在两种类型的交易者: 知情交易者和流动性交易者, 两者之间的信息是不对称的。这种信息不对称造成交易者之间交易策略的不同, 从而对资产价格产生影响。

Easley & O'hara (2004) 构建了一个多资产的理性预期均衡模型证明由于信息不对称, 非知情交易者不能像知情交易者一样构造有效的资产组合, 他们倾向于持有过多坏消息的资产而持有过少好消息的资产。为了弥补这一信息劣势, 非知情交易者要求更高的资产收益率。因而, 信息不对称程度越高的股票, 收益率越高。换言之, 信息不对称或信息风险是影响资产定价的重要因素, 在资产定价模型中, 信息风险应该作为风险因子参与定价。为了检验这一理论, 我们需要衡量信息不对称程度的

指标。Easley et al (1996) 利用序贯交易结构模型发展出了一个衡量股票交易信息不对称程度的指标, 即知情交易概率 (简记为 PIN)。Easley et al (2002) 利用美国证券交易所的分笔交易数据估计了 PIN 并检验了上述理论, 结果发现, PIN 可以显著地解释股票收益率的截面差异, 并且股票的 PIN 上升 10%, 将导致其收益率增加 2.5%。因而, 信息风险是重要的风险因子。

但是, 也有很多人提出了质疑。Duarte & Young (2009) 认为, PIN 模型的设定与现实数据不符, PIN 衡量的并不是信息不对称程度, 实际上衡量的是流动性程度; Mohanram & Rajgopal (2009) 复制了 Easley et al (2002) 的估计过程, 发现利用同样的数据区间, 可以得到同样的结果, 但是, 当把数据区间扩展到更长的时间时, PIN 对资产收益的影响作用就消失了, 因而, PIN 实际上是不定价的。有些文献从事件研究的角度对 PIN 是否测度风险进行了检验。如 Benos & Jochev (2007) 研究了业绩公告前后 PIN 的变化。业绩公告之前, 信息没有公

收稿日期: 2010-06-22

作者简介: 赵西亮 (1976-), 男, 山东鱼台人。副教授, 经济学博士, 研究领域是金融市场、市场微观结构。E-mail: zhaoxiliang@gnail.com; 邹海峰 (1975-), 男, 湖北十堰人。副教授, 管理学博士, 研究领域是公司财务、公司治理结构。E-mail: zouhaifeng@cqu.edu.cn

开,信息不对称程度大,知情交易概率应该比较高,而业绩公告之后,信息已经披露,知情交易概率应该降低。但他们的研究却发现相反的结果,即公告之前比公告之后的 PN 更低; Aktas et al (2007) 研究了并购公告前后 PN 的变化,也发现并购公告之前比公告之后的 PN 更低。因此, PN 是否能够测度信息风险仍然是一个有争议的课题。

本文利用我国的并购数据检验并购公告前后的信息效应。本文的研究与 Aktas et al (2007) 不同的地方在于,将估计 PIN 的数据区间划分的更小。他们以 60 个交易日作为估计 PIN 的数据区间,而本文以 30 个交易日作为估计 PN 的数据区间。因为,新信息反映到价格中去的时间是很快的,并购公告的影响可能发生在并购公告前后较短的时期内,如果利用过长的数据区间估计信息不对称的程度,可能无法准确地捕捉并购公告前后的信息效应。由于 PN 的构造来自于市场微观结构模型,捕捉的是短期的交易动态,所以在估计 PN 时,利用较短的时间区间估计的结果更加准确。本文也利用了不同的时间区间进行估计,以检验稳健性。本文得到了与 Aktas et al (2007) 相似的结果,无论估计区间是 30 天,还是更小一些,均发现,并购公告前 PN 低于公告之后的 PN。表明 PIN 确实不能反映信息结构的变化,因而,利用 PN 衡量信息不对称程度时,我们需要谨慎的解释。另外,我们还考虑了时间加权的相对买卖价差,发现并购公告前的买卖价差高于并购之后的买卖价差,并且,并购公告前,买卖价差不断上升,反映出越来越大的信息不对称程度,而并购公告后,买卖价差开始下降,反映出信息不对称的程度开始降低。因而,时间加权的相对买卖价差可能是衡量信息不对称的更好指标。

一、知情交易概率模型

Easley et al (1996) 构建了一个序贯交易结构模型(后文简称 PN 模型)以描述资产价格的形成。模型结构如下:投资者和做市商在 $i = 1, \dots, I$ 个交易日交易一种风险资产和无风险资产。在任何交易日,时间是连续的,时间用 $t \in [0, T]$ 表示。风险中性的做市商是完全竞争的,从而他们将价格设定在价值的条件期望均值上,因为完全竞争使做市商获得预期零利润。在任何交易日开始时,自然决定是否有信息事件发生,信息事件是相互独立的,假设信息事件发生

的概率为 α 。一旦有新事件发生,是好消息的概率为 $1 - \delta$ 坏消息的概率是 δ 任何交易日结束后,在自然重新行动之前,资产价值揭示出来。

知情交易者可以观察到关于资产价值的信息,而非知情交易者只能看到价格。任何交易日假设知情交易者和非知情交易者的交易到达率服从独立的泊松分布。假设非知情交易者购买和出售的交易到达率为 ϵ 。在没有信息出现的交易日,所有交易者均没有私人信息,从而均是非知情交易者,这时的买卖交易到达率均为 ϵ 。当有信息出现时,如果是好消息,知情交易者会购买,如果是坏消息,知情交易者会出售。非知情交易者由于没有信息,消息的出现并不影响他们的行为,从而他们的买卖交易到达率仍然是 ϵ 。假设知情交易者的交易到达率为 μ 。这样,如果是好消息出现,买交易到达率将为 $\mu + \epsilon$ 当坏消息出现时,卖交易到达率是 $\mu + \epsilon$ 整个交易过程如图 1 所示。

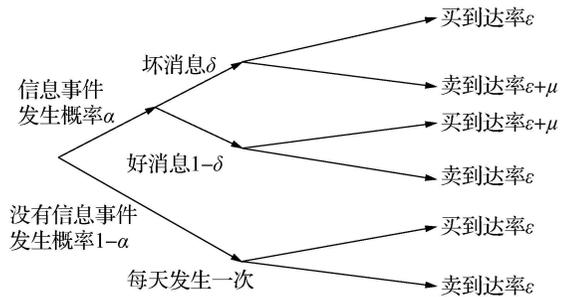


图 1 交易过程树形图

从而,所有到达的交易者中知情交易者的比例,即知情交易概率 (PN) 为:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\epsilon} \quad (1)$$

要估计 PIN, 只需要每日买卖交易笔数。假设 B 表示某交易日买方发起的交易次数, S 为卖方发起的交易次数。利用 I 个交易日的买卖成交笔数, 可以最优化下列似然函数得到模型参数的估计:

$$L((B_i, S_i)_{i=1}^I | \theta) = \prod_{i=1}^I \{L(B_i, S_i | \theta)\} \quad (2)$$

(2) 式中,

$$L((B_i, S_i) | \theta) = (1 - \alpha) e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\mu + \epsilon) T} \frac{[(\mu + \epsilon) T]^{S_i}}{S_i!} + \alpha \delta e^{-(\mu + \epsilon) T} \frac{[(\mu + \epsilon) T]^{S_i}}{S_i!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\mu + \epsilon) T} \frac{[(\mu + \epsilon) T]^{B_i}}{B_i!} e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^{S_i}}{S_i!}$$

二、主要假设

本文的目的是检验知情交易概率 (PN) 是否能够测度信息风险。并购公告发布前后信息不对称程度是不同的。公告发布之前, 只有少数人具有并购交易的内幕信息, 此时的信息不对称程度应该比较高。而一旦信息发布之后, 所有交易者均获知了并购信息, 从而信息不对称的程度降低了。因此, 如果 PN 能够测度信息不对称程度, 那么, 在并购信息公告之前 PN 应该比较高, 而并购信息公布之后 PN 应该降低。因而, 我们提出如下假设:

假设 1: 并购公告之前的 PN 高于并购公告之后的 PN 。

另外, 市场微观结构文献中也经常使用买卖价差作为衡量信息不对称的指标 (Glosten & Harris, 1988; Lin et al. 1995; Chan et al. 2008), 因为买卖价差反映了交易成本, 如果信息不对称程度越高, 逆向选择成本将越高, 从而买卖价差也将越高。因而, 如果买卖价差能够反映信息不对称的变化, 那么, 在并购公告前, 随着信息的积累, 信息不对称程度越来越大, 买卖价差也应该越来越大。而并购公告后, 信息已经释放, 信息不对称程度开始降低, 买卖价差将越来越低。因而, 我们提出如下假设:

假设 2: 并购公告之前买卖价差高于并购公告之后的买卖价差, 并购公告前买卖价差持续上升, 并购公告后, 买卖价差持续下降。

三、数据、变量和实验设计

1. 数据和变量

公司并购信息数据来自 CSMAR 中国上市公司并购重组研究数据库。我们选取 2004~2008 年间发生的并购重组事件, 共有 15418 笔。我们将同一公司同一交易日发生多笔并购交易记录合并成一条记录, 要求同一公司发生的并购记录至少超过 240 个交易日, 这样才能更好地分析并购事件前后的信息结构变化。有些公司连续几个月内发生了多笔并购记录, 由于并购事件相隔时间较短, 无法分离出单一事件对信息结构的影响, 我们排除了这些记录。我们还排除了缺少微观交易结构数据的并购记录, 最终得到 86 个数据完整的并购记录。

为了估计并购信息发布前后的知情交易概率, 需要每个交易日的股票买卖交易笔数。股票交易

数据来自于 CSMAR 中国证券市场高频交易研究数据库的分笔交易数据。根据并购数据提供的并购信息发布日期, 从高频数据库中分别选取每只股票并购事件日前 186 天和并购事件日后 93 天的数据, 作为分析样本, 共记有 22648 条日交易数据。利用 Lee & Ready (1991) 的方法标记买卖方向, 首先将成交价格与买卖报价一的中位数进行比较, 如果成交价高于买卖报价的中位数, 记为买方发起的交易; 如果低于报价中位数, 记为卖方发起的交易。对于成交价等于报价中位数的交易, 如果该成交价高于上一笔的成交价, 记为买方发起的, 否则记为卖方发起的。如果该笔成交价格与上一笔相同, 则与其更前一笔的交易价格进行比较, 以此类推。Lee & Ready (1991) 标记买卖的方法是目前文献中使用的主要方法, 尽管可能存在一定的偏差, 但影响不大。因而, 我们仍然沿用他们的方法, 对所有股票的交易进行买卖分类。

根据市场微观结构文献, 买卖价差可以衡量交易成本, 包括由于信息不对称而产生的逆向选择成本、做市商为保证最优存货水平而要求的存货持有成本和具体交易的处理成本 (包括数据记录、税收等)。一般认为, 具体交易的处理成本在总交易成本中占很小的比例并且是相对固定的。另外, 我国股市是指令驱动的电子交易模式, 不存在做市商, 因而在我国股市中, 买卖价差主要反映信息不对称造成的逆向选择成本。为了使不同的股票的买卖价差具有可比性, 我们采用相对买卖价差, 即绝对买卖价差与买卖报价中位数的比率。每个交易日, 根据买卖差价持续时间进行加权, 从而得到时间加权的平均相对买卖价差。时间加权的相对买卖价差可以用来衡量订单执行成本的高低, 后文中所指的买卖价差均是时间加权的相对买卖价差。

主要变量的简单统计如表 1 所示。日平均买方发起的交易为 226 笔, 日平均卖方发起的交易笔数为 231 笔。时间加权的日平均相对买卖价差为 0.42%, 日平均交易量 2105639 股, 日平均换手率 5.37%。表 1 还根据并购记录所涉及的股票的市值分成 4 组分别进行统计, 由于部分股票市值数据缺失, 所以分组统计时放弃了缺乏股票市值数据的并购记录。结果显示, 随着公司规模扩大, 日平均买卖成交笔数随之增长, 日成交量迅速增加。日时间加权相对买卖价差和日平均换手率均随着公司

规模的扩大而下降,这与文献记载的基本事实相符。换手率的高低基本上可以反映股票中投机需求的高低,而买卖价差可以反映交易成本或流动

性。一般认为,大公司由于股票规模大,投机交易很难对其产生太大影响,从而知情交易者的相对比例较低,逆向信息成本也较低。

表 1 主要变量的简单统计

市值四分位	并购记录数	买笔数	卖笔数	买卖价差 (%)	交易量	换手率 (%)
1	19	143	150	0.53	1 231, 355	5.82
2	19	202	205	0.41	1 322, 627	6.58
3	20	216	222	0.40	1 937, 818	5.26
4	19	368	369	0.30	4 308, 531	3.84
总平均值	86	226	231	0.42	2 105, 639	5.37

2 实验设计

本文的主要目的是为了检验知情交易概率 (PN) 是否能够测度信息风险,其主要依据是在并购信息发布前后信息不对称程度是不同的。Aktas et al (2007) 将事件研究窗口分成信息公布前的 60 个交易日和信息公布后的 60 个交易日。我们认为,他们的时间窗口可能过宽,从而无法捕捉到信息公布前后信息结构的变化,特别是信息发布之后,不同交易者的信息差异可能会迅速消失。因而,为了更好地捕捉信息结构的变化,时间窗口不能太宽。另外,知情交易概率 (PN) 的估计需要至少 20 个交易日的数据,因而我们采用 30 个交易日作为我们分析的事件窗口。为了揭示并购公告前后信息结构的演化,我们分别估计信息公告日前 6 个月和公告日后 3 个月的知情交易概率。具体的估计窗口为 $[-186, -156]$ 、 $[-155, -126]$ 、 $[-125, -96]$ 、 $[-95, -66]$ 、 $[-65, -36]$ 、 $[-35, -6]$ (事件日前窗口) 和 $[3, 32]$ 、 $[33, 62]$ 、 $[63, 92]$ (事件日后窗口)。事件发生日窗口 $[-5, 2]$ 由于交易日数量太少,无法估计 PN 。首先对每一个窗口中的并购记录分别估计知情交易概率,然后,获得每个窗口的知情交易概率平均值,最后,比较知情交易概率在并购信息发布前后的变化。

因为并购公告前发生的内幕交易,并且 44% 的价格上涨发生在内幕交易人进行交易时; Keown & Pinkerton (1981) 研究了 194 起并购案例,发现并购公告前的异常收益率来源于内幕人的知情交易。国内的研究也发现了类似的结论,比如张新 (2003) 对中国上市公司并购重组事件的研究结果表明,目标公司股票的累计平均超常收益为 29%。

我们的样本中是否存在内幕交易呢? 我们计算了并购公告日前后的股票日平均换手率。如果内幕人利用内幕消息进行交易,将导致股票换手率的异常增加,而私人信息扩散之后,换手率又会恢复到往常的水平。并购公告前后股票平均日换手率的演化过程。如图 2 所示,信息公告 10 日前,股票平均换手率比较平稳,基本维持在日换手率 4% 左右,大概在并购消息发布前 10 日开始,日换手率开始迅速上升,事件宣告日平均换手率达到 8% 左右。并购消息发布之后,日平均换手率开始迅速下降,大概 8 个交易日之后,换手率基本维持在 5% 左右。这充分显示出,我国上市公司并购中,存在着信息泄漏,平均而言,在并购信息公告之前的 10 个

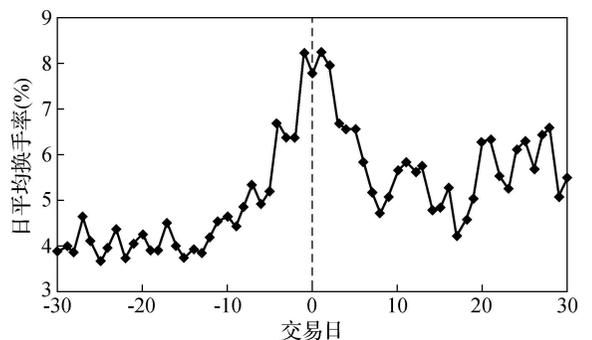


图 2 并购公告日前后股票平均日换手率的变化

四、并购公告前后的知情交易行为动态

1 并购公告前是否有信息泄漏

很多文献研究表明,在并购信息发布之前,并购信息已经被某些人掌握,并利用内幕交易获利。Meubroeck (1992) 考察了 1980 年间被美国证监会起诉的 183 起内部人交易案件,发现其中 145 起是

交易日,内幕人已经开始利用其私人信息进行交易。因而,我们假设并购信息发布之前,知情交易概率和买卖价差增加,而信息发布之后,知情交易概率和买卖价差下降。

2 *PN* 模型参数的估计和并购公告日前后 *PN* 的行为动态

为了考察知情交易概率在并购公告日前后的变化,我们首先要估计知情交易概率。*PN* 模型中有 4 个未知参数:信息事件发生概率 (α)、信息事件

发生时是坏消息的概率 (δ)、知情交易者到达率 (μ) 和非知情交易者到达率 (ε)。对于每一个研究窗口,我们分别利用每一并购记录的股票日交易数据,通过最优化似然函数 (2) 式,得到这四个未知参数的估计,然后根据知情交易概率的计算公式 (1),得到 *PN* 的具体估计。表 2 给出每个参数估计在每个研究窗口下的截面平均值。图 3 是 *PN* 模型四个参数在并购公告日前后的变化动态,图 4 是知情交易概率 *PN* 在并购公告日前后的动态。

表 2 *PN* 模型参数估计结果

	- 6	- 5	- 4	- 3	- 2	- 1	1	2	3
α	0.3832	0.3651	0.3384	0.3278	0.3172	0.3063	0.3462	0.3402	0.3130
<i>t</i> - 检验值	4.0893	3.9617	3.8163	758	3.6525	3.9446	3.9479	3.9460	3.6384
δ	0.4826	0.5455	0.5138	0.5293	0.5319	0.5270	0.5210	0.4893	0.5244
<i>t</i> - 检验值	3.4420	4.0677	3.6896	830	3.6891	3.3189	4.0523	3.5308	3.5170
ε	0.9886	0.9268	0.8490	0.7491	0.7909	0.7159	0.8091	0.8663	0.8453
<i>t</i> - 检验值	1986	92	89	3249	86	1648	1669	89	86
μ	0.7013	0.6759	0.7156	0.6479	0.7117	0.7148	0.7010	0.6789	0.6785
<i>t</i> - 检验值	1917	23	23	3188	23	23	1607	23	22
<i>PN</i>	0.1254	0.1308	0.1323	0.1357	0.1433	0.1414	0.1445	0.1342	0.1258
<i>t</i> - 检验值	4.6685	4.5268	4.3492	913	4.2302	4.7408	4.6269	4.5051	4.1429

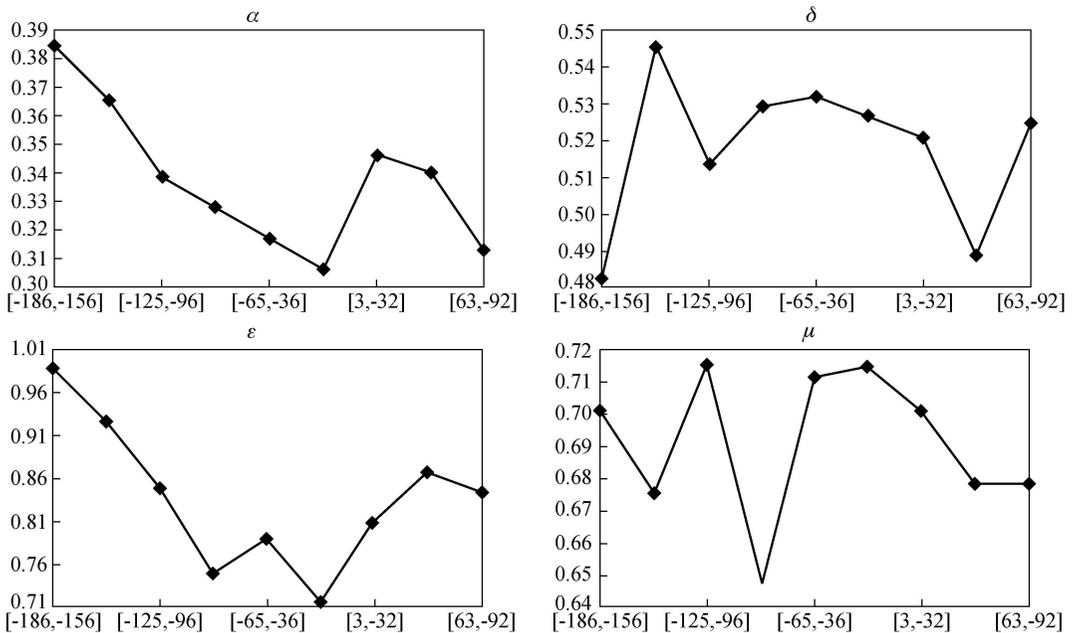


图 3 *PN* 模型参数在并购公告日前后的动态

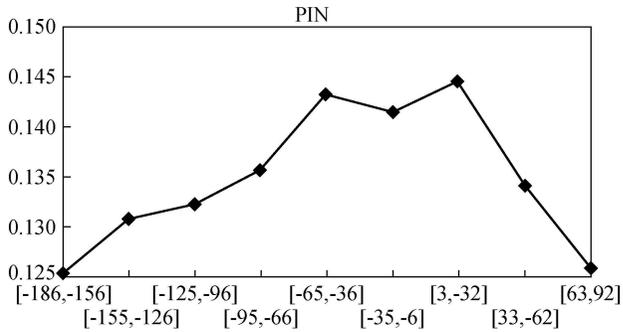


图 4 并购公告日前后知情交易概率 PIN 的变化

表 2 显示, 所有参数在 5% 的显著性水平下显著。表 2 和图 3 显示, 新信息事件发生概率 (α) 在并购日前 6 个月内持续下降, 并购信息公告日前 1 个月, α 下降到最低水平。这显示出, 这些并购重组的企业在并购日前, 信息的发布行为显著降低。而在并购公告日前后一个月, α 具有显著的增加。这说明, 在并购重组公告日前后一个月内, 企业新信息揭示的概率上升。新信息是坏消息的概率 (δ) 在并购公告日前后一两个月内具有一定的下降趋势。这说明, 并购消息是好消息的概率增加, 但变化并不大, 好消息和坏消息的概率大概维持在 50% 左右。非知情交易者的交易到达率在并购公告日前迅速下降, 而公告日后迅速上升。这说明, 非知情交易者在情况不明朗的情况下倾向于降低交易, 而在信息揭示出来以后, 会增加交易, 这与 Admati & Pfleiderer (1988) 和 Chae (2006) 的研究相一致。因为非知情交易者在信息未完全揭示出来以前, 为了避免损失而选择了延迟交易, 从而造成非知情交易者的交易到达率降低。而信息揭示出来以后, 非知情交易者又会选择集中交易, 从而造成非知情交易者的交易到达率上升。知情交易者的交易到达率有一定的波动, 但在并购公告日前后一两个月内, 知情交易者的交易到达率还迅速下降。在并购公告日前一两个月内, 到达率维持在每分钟 0.71 左右, 而公告日后知情交易者的交易到达率下降到每分钟 0.70 以下。这也符合我们的预期, 并购公告日前, 知情交易者拥有内幕信息, 从而他们会积极参与交易, 以利用其私人信息获利。而其私人信息揭示以后, 其信息的价值大大降低, 从而他们降低了交易强度。当然, 比较非知情交易者和知情交易者的交易到达率, 可以发现, 平均而言, 非知情交易者

的交易到达率要高于知情交易者的交易到达率, 这可能与我国市场中投资者的构成有很大的关系。我国股市投资者以散户为主, 机构投资者所占的比例较少。据有关研究, 散户的交易频率往往高于机构投资者的交易频率, 从而非知情者的交易到达率可能会高于知情交易者的交易到达率。

最后, 我们利用 PIN 模型的四个参数估计, 根据 (1) 式, 得到知情交易概率 PIN 的估计。并购公告日前后知情交易概率 PIN 的变化如图 3 所示。结果显示, 在并购公告日前, 知情交易概率持续上升, 一直从 12.54% 上升到公告日后一个月的 14.45%。这确实说明, 在并购公告日前, 知情交易者的内幕交易持续的增加。但问题是, 并购公告日后, 知情交易概率并不是立即下降, 反而是在随后的一个月里, PIN 仍然在上升, 随后迅速下降, 公告日后第三个月时, 知情交易概率已经下降到公告日前 6 个月的水平。这说明, 信息结构的变化和知情交易概率 PIN 之间存在着一定的差距。信息结构的变化与 PIN 的变化并不完全一致, PIN 表现出一定的滞后性。

因而, 我们得到与 Aktas et al. (2007) 相似的结论, 即并购重组公告前的 PIN 低于公告之后的 PIN 。尽管 PIN 在并购重组公告之前持续上升, 可以反映出信息不对称程度的累积, 公告重组公告日一个月后, PIN 持续下降, 反映出信息不对称程度的持续下降。但在并购公告日前后一个月 PIN 的动态与信息结构的变化不一致。对于这一实证结果, 我们需要谨慎地解释: 一是这一结果说明, PIN 不能完全描述信息不对称, 因为信息公布之后, 信息不对称程度应该降低了, 但估计的 PIN 却仍在上升; 二是还有一种可能, 即使信息公布之后, 投资者之间的信息不对称并不会立即消除, 投资者对信息的处理能力会有差异, 内部人的信息优势可能并不会因为并购信息的公布而马上丧失, 那么, 他们仍然可以利用他们所掌握的该信息的准确含义在市场中获利, 从而造成即使信息公布之后, 知情交易者在总交易中所占的比例仍然很高, 结果恰恰证明 PIN 能够捕捉信息不对称的变化。

为了检验上述两种判断, 我们利用截面数据估计每个研究窗口的买卖价差, 如图 5 所示。买卖价差可以反映交易成本, 其中重要的是逆向选择成本。因而, 买卖价差可以从一定程度上反映信息不

对称程度。信息不对称程度越高, 逆向选择成本越高, 买卖价差越大, 信息不对称程度越低, 逆向选择成本越低, 买卖价差越小。图 5 显示, 在并购重组公告日前, 买卖价差持续上升, 表明信息不对称的程度不断上升; 而公告日后, 买卖价差开始缓慢下降, 从而表明信息不对称的程度开始下降。这说明, 并购信息公告之后, 尽管不同投资者处理信息的能力有差异, 但信息不对称的程度确定降低了。这证明了 PN 确实不能完全捕捉信息不对称的变化, PN 不能准确测度信息风险。在具体的检验过程中, 我们还采用了不同宽度的研究窗口, 均得到类似的结论, 这说明该结论是相对稳健的。

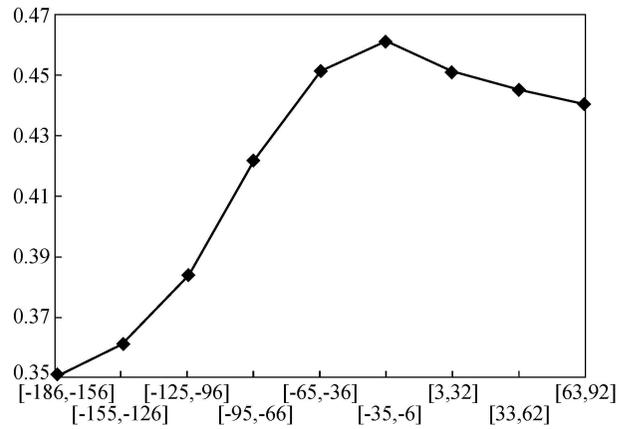


图 5 并购公告日前后买卖价差的变化

3 PN 不能测度信息风险的原因

PN 的估计是来源于 Easley et al. (1996) 提出的 PN 模型。正如 Aktas et al. (2007) 指出的, PN 模型中的知情交易概率的估计, 实际上近似为买卖指令不平衡程度占总交易指令数的比率, 即 $PN = E[|B - S|] / E[B + S]$ 。因而, 指令买卖不平衡越大时, 识别出的知情交易概率就越高。但是, 影响买卖指令的因素很多, 除了知情交易者的交易行为外, 市场中参与主体的结构、随机因素的冲击、宏观经济状态、政府政策及公共信息的流动均会使交易指令发生变动。比如, 在我国市场中, 个体散户投资者占主体地位, 当并购重组信息公布后, 散户投资者可能将之解释为好的消息, 结果造成买盘的大量增长, 造成买卖交易指令不平衡程度的异常增加, 表现出较高的知情交易概率的估计, 这正是我们的估计结果中, 并购公告后知情交易概率不但没有下降反而上升的原因。

Duarte & Young (2009) 指出, PN 模型中假设买卖指令呈负相关关系, 即当消息出现时, 市场的购买指令异常增加, 而卖出指令并没有变动, 相反当坏消息出现时, 卖出指令异常增加, 但购买指令没有变动。但实际的数据却表明, 买卖指令往往是正相关的, 并且 50 分位数以上的指令相关性超过 0.50 在 95 分位上, 买卖指令相关性高达 0.84。这说明当信息出现时, 买卖指令会同方向的增加。因此, PN 模型设定与实际的交易数据有不相符的地方, 降低了其捕获信息结构的能力。

在 PN 模型中, 做市商根据买卖指令的不平衡程度来修正自己的信念, 能够提供有用信息的仅仅是买卖交易指令数, 但在实际交易中, 做市商不但可以观测到买卖指令, 还可以观测到交易量, 而交易量往往具有一定的信息含量。Blume et al. (1994) 和 Wang (1994) 的理论分析均表明, 交易量可以提供信息, 交易量与价格之间具有很强的相关性。现实的交易中, 投资者也往往参考交易量做出自己的交易决策。再者, PN 模型中仅考虑了做市商的信念更新过程, 没有考虑交易人的信念更新。实际上, 即使非知情交易者也可以通过观测到价格和交易量的变化对自己的信念进行更新。 PN 模型忽略了交易量的信息作用和非知情交易人的信念更新, 这可能是造成 PN 模型不能很好地识别知情交易概率的原因。

五、结论

本文利用我国 2004~2008 年的 86 起并购重组事件, 研究了并购公告前后信息结构的变化。研究发现, 并购公告前的 PN 低于并购公告后的 PN 值, 从而 PN 无法反映信息不对称的程度, 主要原因在于 PN 所反映的仅仅是买卖交易指令的不平衡程度。在并购信息公告后, 由于我国散户投资者占主体地位, 从而造成购买指令的异常增加, 造成利用 PN 模型估计的知情交易概率仍很高, 尽管此时的信息不对称程度已经降低了。由于 PN 模型对买卖指令相关性的设定与现实不符, 没有考虑交易量的信息作用和非知情交易者的信念更新, 这些都可能造成 PN 模型知情交易概率估计的失效。因此, 在利用 PN 作为衡量信息不对称的指标时, 要持有更加审慎的态度。作为衡量信息不对称程度的传统指标, 买卖价差在并购信息公告前后的表

现比较符合信息结构的变化,因而,买卖价差仍然可以作为衡量信息不对称程度的指标。在我国的电子指令交易机制下更是如此,因为没有做市商,

买卖价差中不包含所谓的存货成本问题,从而它反映的主要是信息不对称所造成的逆向选择成本。

参考文献:

- [1] Admati A. R., and P. Pfleiderer. A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability[J]. *Review of Financial Studies*, 1988, (1): 3-40.
- [2] Aktas N., Eric de Bodt, Fany Declercq, and Herve Van Oppens. The PN Anomaly Around M&A Announcements[J]. *Journal of Financial Markets*, 2007, (10): 169-191.
- [3] Benos E., and M. Jochev. Testing the PN Variable[R]. University of Illinois at Urbana-Champaign, 2007.
- [4] Chae J. Trading Volume, Information Asymmetry, and Timing Information[J]. *Journal of Finance*, 2006, (60): 413-442.
- [5] Chan, Kabck, Albert J. Menkveld, and Zhishu Yang. Information Asymmetry and Asset Prices: Evidence from the China Foreign Share Discount[J]. *Journal of Finance*, 2008, (63): 159-196.
- [6] Duarte, Jefferson, and Lance Young. Why is PN Priced? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, (91): 119-138.
- [7] Easley, David, Nicholas M. Kiefer, Maureen O'hara, and Joseph B. Papeman. Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks[J]. *The Journal of Finance*, 1996, (51): 1405-1436.
- [8] Easley, David, Soeren Hvidkjaer, and Maureen O'hara. Is Information Risk a Determinant of Asset Return? [J]. *The Journal of Finance*, 2002, (57): 2185-2221.
- [9] Easley, David, and Maureen O'hara. Information and the Cost of Capital[J]. *The Journal of Finance*, 2004, (59): 1553-1583.
- [10] Glosten, Lawrence R., and Lawrence E. Harris. Estimating the Components of the Bid-Ask Spread[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, (21): 123-142.
- [11] Keown A., J. Pinkerton, and P. Bolster. Merger Announcements, Asymmetrical Information, and Trading Volume: An Empirical Investigation[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 1992, (19): 901-910.
- [12] Lee, C. M. C., and M. A. Reedy. Inferring Trade Direction from Intraday Data[J]. *Journal of Finance*, 1991, (46): 733-746.
- [13] Lin, Jichai, Gary C. Sanger, and G. Geoffrey Booth. Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread[J]. *Review of Financial Studies*, 1995, (8): 1153-1183.
- [14] Mahan, Partha, and Shiva Rajgopal. Is PN Priced Risk? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, (47): 226-243.
- [15] Meulbroeck, L. An Empirical Analysis of Illegal Insider Trading[J]. *Journal of Finance*, 1992, (47): 1661-1699.
- [16] 张新. 并购重组是否创造价值? ——中国证券市场的理论与实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2003, (6).

Can Probability of Informed Trading Measure Information Risk?

——On the Change of Information Asymmetry among M&A Announcement

ZHAO Xiliang¹, ZOU Hafei²

(1. Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

(2. Chongqing University, Chongqing, 400044, China)

Abstract This article employs data for 86 M&A announcement events from 2004 to 2008 to test the change of information structure among the M&A announcements. It shows that there is significant leakage of information before the M&A announcement. We test the changes of probability of informed trading (PIN) among the M&A announcement and find that the PIN before the M&A announcement is larger than the PIN after the M&A announcement. Thus, it indicates that the PIN cannot capture the information asymmetry, and it is not a good indicator for information asymmetry. In addition, we find that the bid-ask spread continues increasing before the M&A announcement and continues decreasing after the announcement. Therefore, the bid-ask spread can be a good measure to capture the changes of information structure.

Key Words probability of informed trading; information asymmetry; bid-ask spread; M&A announcement

(责任编辑: 月才)