

知情交易、信息不确定性与股票风险溢价^①

陈国进^{1 2}, 张润泽³, 谢沛霖^{1 2*}, 赵向琴¹

(1. 厦门大学经济学院, 厦门 361005; 2. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005;
3. 国信证券博士后工作站, 深圳 518001)

摘要: 基于 *VPIN* 指标度量沪深 300 成分股的知情交易程度, 并检验其定价效应及其与信息不确定性的交互作用. 实证结果表明: 1) *VPIN* 可以通过提高买卖价差影响市场的流动性风险, 并带来显著的横截面和时序上的风险溢价; 2) *VPIN* 对风险溢价的解释能力优于信息不确定性因子, 而信息不确定性对知情交易具有同向调节作用; 3) 当对个股的信息不确定性、规模、动量以及变量之间的交互作用进行控制后, *VPIN* 的定价效果依然显著存在. 与此同时, Fama-Macbeth 分析结果还表明, *VPIN* 与传统风险因子不存在内生性问题, 也不是传统风险因子的替代变量; 4) 在公司发布各类重大公告前都存在显著的异常风险溢价和异常交易量, 而上述异常值可以被同步出现的异常 *VPIN* 值所解释.

关键词: 知情交易; 信息不确定性; 风险溢价; 重大公告

中图分类号: G11; G12; G14 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2019)04-0053-22

0 引 言

在市场微观结构理论中, 交易者通常被分为知情交易者和非知情交易者, 知情交易者概率也通常用来衡量市场信息的不对称程度, 对于资产定价具有重要的影响. 知情交易即一部分拥有信息优势的投资者与不具备信息优势的投资者之间发生的交易. 更进一步来看, 知情交易的发生至少包含两类条件, 其一是市场不能处于强有效市场, 否则即便是掌握知情信息的投资者也无法持续获取超额收益; 其二是信息本身存在不确定性, 否则信息不对称程度可能降低或消失. 从该层面来看, 知情交易产生于非完全有效市场下的信息不确定性.

基于此, 文章将围绕知情交易探讨以下几个问题: 1) 如何选择知情交易的度量指标; 2) 检验知情交易因子是否构成市场的系统性风险而被定

价, 尤其是界定信息不确定性对知情交易定价效果的影响; 3) 检验知情交易预测市场价格的传导机制; 4) 检验知情交易因子对真实事件的解释效果.

第一, 关于知情交易的度量及其定价效果, 国内外学者存在一定的分歧. 目前, *PIN* (probability of informed trading) 指标是度量知情交易与信息不对称最常见的指标. 该指标最早由 Easley 等^[1]提出, 基于历史的价格数据和模拟的分布对 *PIN* 中涉及的订单到达率等参数进行估计. Easley 等^[2]将静态的方法拓展到 GARCH 模型中, 从而更好地刻画知情交易者与不知情交易者介入速度的不同.

在实证方面, Easley 等^[3]运用 Fama-Macbeth 方法证明了 *PIN* 能够作为股票资产风险溢价的定价因子. Chen 和 Zhao^[4]通过组合分析法也证明

① 收稿日期: 2018-03-16; 修订日期: 2018-12-11.

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(16BJL028); 国家自然科学基金资助项目(71471154; 71771193; 71571153); 中国博士后科学基金资助项目(2017M622670); 中央高校基金科研专项(2072017002).

通讯作者: 谢沛霖(1977—), 男, 中国台湾台南人, 博士, 副教授. Email: hsiehpeilin@xmu.edu.cn

了基于 *PIN* 指标构造的风险组合能够产生显著的风险溢价差. 国内也有部分文献探讨 *PIN* 值的定价作用和风险特征, 如杨之曙和姚松瑶^[5]、韩立岩等^[6]等文献, 但得到的结论却存在分歧. 其中韩立岩等^[6]研究表明, *PIN* 作为定价因子存在解释力, 但是其对收益产生的却是负效应. 这一结果不仅与风险补偿的基本特征相反, 而且与美国市场上的实证结果也相反. 在此之后, 国内便鲜有研究探讨 *PIN* 值的定价作用, 这既可能是由于中国股市所特有的庄家与散户博弈的赢利模式使 *PIN* 值的定价效果下降, 也有可能是关于 *PIN* 值的传统估计方法存在一定的局限性.

Easley 等^[7]对传统 *PIN* 值的估计方法进行了改进, 以高频交易中的量时间 (volume time) 作为标度, 利用 BVC 算法将每个等交易量划分为买卖交易量, 并通过买卖交易量的累计差值对 *PIN* 值进行近似替换, 进而得到量同步知情交易概率 *VPIN* (volume-synchronized probability of informed trading) 指标. 该指标既能够同时对价格和交易量两种信息进行及时更新, 又避免了传统参数估计中关于分布假设的主观性, 因而在最近几年被学者广泛采用.

Easley 等^[7]对 2010 年 5 月 6 日美国“闪崩”前的 *VPIN* 值进行了测算, 发现 *VPIN* 指标确实达到了一个异常高的值. 对于这次事件, *VPIN* 指标能够完美地给出预测, 甚至能够领先波动率指数 (VIX). 因此, Easley 等^[7]认为, 以 *VPIN* 衡量的知情交易大幅上升, 是造成此次闪崩的重要原因. 然而, 也有学者对 *VPIN* 的预测能力提出了质疑, Andersen 和 Bondarenko^[8]认为, *VPIN* 值并不是闪崩的预测指标, 反而是闪崩的滞后指标. *VPIN* 值预测的有效性取决于交易模式和交易强度, 同时, 交易量时间选择的主观性容易产生较大噪音. 对于 Andersen 和 Bondarenko^[8]的质疑, Easley 等^[9]认为 Andersen 和 Bondarenko^[8]所采用的 *VPIN* 测算方法并不是他们倡导的, 其测算结果也没有还原出他们的结果, 因此其结论存在错误.

尽管国外关于 *VPIN* 指标的有效性存在较大争议, 然而, 国内的文献却大多支持 *VPIN* 的有效性. 刘文文和张合金^[10]采用 Easley 等^[7]类似的方法, 证明了中国股指期货的 *VPIN* 对市场暴跌具有预测能力. 周强龙等^[11]同样基于中国股指期货

市场, 考察了 *VPIN* 与未来流动性水平和波动状况之间的关系. 结果表明, 以 *VPIN* 测度的市场知情交易概率对流动性水平和波动状况均有显著的预测作用, 同时对市场的极端走势也具有一定的预警功能. 因此, 本文提出:

假设 1 在中国, *VPIN* 指标是衡量知情交易程度的良好指标.

第二, 正如上文所述, 过去已有较多学者基于 *PIN* 指标在中国 A 股市场的定价效果进行了检验, 说明知情交易对 A 股市场的影响已经引起了学术界的广泛关注, 但尚未形成统一的结论. 在此基础上, 国内学者运用 *VPIN* 指标验证了股指期货市场上的知情交易能够对流动性和波动率等风险指标进行解释, 但却鲜有学者探讨 *VPIN* 是否在股票市场中被定价, 以及在全球投资组合中的风险溢价表现. 因此, 本文提出:

假设 2 在中国, *VPIN* 指标构造的组合能够形成显著的风险溢价差, 并且该指标并非传统指标的替代变量.

第三, 过去已有较多实证研究探讨了信息不确定性对知情交易定价效果的影响. 无论是宏观政策信息、中观行业信息还是微观企业信息, 在其公布之前都或多或少存在不可预知的成分, 即信息的不确定性, 由此反映了信息不确定性是普遍存在的现象. 而实证结果也表明, 信息不确定性能够通过知情交易对风险溢价产生调节的效果. 然而, 在信息不确定性的影响方向上, 现有学者却存在一定的分歧. Easley 等^[12]和 Asian 等^[13]研究发现, 较高信息不对称的股票具有较高的流动性风险, 进而带来更高的风险溢价. Zhang^[14]研究发现, 信息不确定性对风险溢价的影响方向取决于信息的类型. 对于较高信息不确定性的企业, 好消息能够产生较高的股票收益, 而坏消息会降低未来股票的收益. 然而, 学者对与信息不确定性定义的侧重点存在差异, 如 Easley 等^[7]提出的 *VPIN*, 主要度量的事前的信息不确定与不对称性, 而 Zhang^[14]更着重于分析事后信息对公司价值的不确定性影响.

Chen 和 Zhao^[4]发现, 信息不确定性与股票风险溢价负相关, 因此, 持有较低不确定性的股票组合并卖出较高不确定性的股票组合能够获得正的收益. 而 Cheema 和 Nartea^[15]则发现, 与美国的股

票市场不同,在中国,较高的信息不确定性并不能带来较低的风险溢价,相反,信息不确定性能够产生正向的风险溢价。因此,本文提出:

假设3 信息不确定性对 *VPIN* 指标的定价效果存在调节作用,并且 *VPIN* 指标的效果优于信息不确定性。

第四,关于知情交易预测市场价格的传导机制,国内外学者已经进行了大量的讨论。其核心思想在于,知情交易的存在导致市场买卖价差的扩大,进而引起市场的流动性风险。具体而言,在多数情况下,非知情交易者在与知情交易者的交易中都会蒙受损失,因此,非知情交易者会因为知情交易者的存在降低参与股票市场的积极性,进而希望市场能够提供更低的买价和更高的卖价进行风险补偿,导致市场的合意价格成交量下降。Easley 等^[16]把这类逆向选择交易称为交易流毒性(flow toxicity)。交易流毒性越大,意味着知情交易者的比例越大,非知情交易者蒙受的损失也越大。当交易流毒性达到一定程度时,非知情交易者可能不再参与市场交易,从而导致整个市场流动性蒸发,并引发市场的崩盘。这与 Easley 等^[16]基于美国做市商制度下的原理一致。

O'Hara 和 Easley^[17]的实证结果佐证了这一传导路径,即知情交易与买卖价差高度相关,并且对股票回报率的解释效果优于买卖价差。张强等^[18]、龚朴和杨博理^[19]基于国内股指期货的数据也发现,知情交易对市场的流动性风险和跳跃风险具有预测效果。

与此同时,研究还发现,该机制的传导速度与交易策略的频率密切相关。如果市场的交易者以高频交易者为主,则市场的崩盘现象可能会更加迅速(Easley 等^[7]; 廖旦等^[20])。这是因为,与普通的做市商不同,高频交易做市商对损失的头寸非常敏感。一旦市场中出现大量知情交易者作为高频交易做市商对手方,高频交易者会因损失的扩大而迅速平仓,从而造成市场流动性的瞬间消失。

由于中国的高频交易和程序化交易占比相对较少,因此,闪崩现象更多地出现在个股之中。但由于中国的投资者理性预期更加缺乏,羊群效应更加显著,导致在知情交易较为严重时,其效果相比于股市闪崩可能更具持久性。因此,本文提出:

假设4 知情交易因子能够通过扩大买卖价差的方式带来市场的流动性风险。

第五,邵新建等^[21]、蔡宁^[22]、邓淑芳等^[23]、赵西亮等^[24]研究都表明,与企业重要决策相关的公告公布前,都存在一定程度的信息泄露。此类重要事件大致包括企业的并购重组、增资扩股、控制权变动等。

因此,为进一步验证 *VPIN* 指标对真实事件的解释效果,本文提出:

假设5 *VPIN* 对中国重大信息不确定性事件存在解释能力。

综合而言,相比于过去的相关文献,本文主要在以下三个方面进行拓展。1) 运用组合分析法对 *VPIN* 的定价效果进行检验,一方面从横截面角度探讨在控制个股的市值、动量、信息不确定性及其交互项等因素之后, *VPIN* 的定价效果是否依然显著;另一方面,从时序角度检验在单因素调整、Fama-French 三因素调整及四因子调整后,由 *VPIN* 构建的零投资组合是否依然存在显著的超额收益;同时,采用 Fama-Macbeth 定价法进一步检验 *VPIN* 是否是信息不确定性以及传统流动性和波动率因子的替代变量。2) 通过实证分析探讨 *VPIN* 与买卖价差之间的关系,进而验证 *VPIN* 影响市场风险的传导机制。3) 选取企业重大事项公布这一时间窗口,运用事件分析法探讨企业重大事项公布前的股价异动能否被异常的 *VPIN* 值所解释。

1 变量分析与数据描述

基于数据的可得性,本文将研究的区间设定为2007年1月至2015年9月。考虑到知情交易概率的构建需要以交易量较为活跃的个股作为标的,因此,本文选取沪深300的成分股作为研究对象,并且剔除掉2007年以后上市的股票,筛选出的股票共计270只。对应的市场指数为沪深300指数。本文的数据分别来自国泰安数据库和Wind数据库。

1.1 变量分析

1) 知情交易概率(*VPIN*与*PVPIN*)。知情交易概率衡量的是基于信息交易订单的到达率所占

有订单到达率的比例 (Easley 等^[1]; 许敏和刘善存^[25]). 本文采用 Easley 等^[7,12,16] 中的 BVC 算法对 VPIN 值进行估计. ②令买卖交易量分别为

$$\begin{cases} V_{\tau}^B = \sum_{i=t(\tau-1)+1}^{t(\tau)} V_i \cdot Z\left(\frac{P_i - P_{i-1}}{\sigma_{\Delta P}}\right) \\ V_{\tau}^S = \sum_{i=t(\tau-1)+1}^{t(\tau)} V_i \cdot \left[1 - Z\left(\frac{P_i - P_{i-1}}{\sigma_{\Delta P}}\right)\right] = V - V_{\tau}^B \end{cases} \quad (1)$$

其中 $t(\tau)$ 为第 τ 交易篮子中最后的时间限制, i 表示最小的时间间隔 (如 1min), V_i 表示 i 时刻的交易量, P_i 表示 i 时刻的价格, $\sigma_{\Delta P}$ 表示每个篮子中所有价格变动量的标准差, Z 表示标准正态分布的累积分布函数 (CDF). 式 (1) 表明, 如果在相同的时间限制里价格从起点到终点都没有发生变化, 那么就在这个时间限制内的交易量分为相等的买卖交易量, 如果价格上涨, 就赋予更多的权重于买的交易量.

在此基础上, VPIN 可以表示为

$$VPIN = \frac{\sum_{\tau=1}^n |V_{\tau}^B - V_{\tau}^S|}{nV} \quad (2)$$

其中 n 表示区间内 (如 1 天) 交易篮子数, V 表示每个篮子的等交易量.

尽管 BVC 的算法并不复杂, 但仍然涉及到两个关键问题, 第一是估计方法的选择, 第二是关键参数的选择.

在估计方法的选择上, 现有文献主要采用的是滚动估计的方法, 即在计算当前 VPIN 时, 采用过去 n 个交易篮子的数据进行估计, 并随着时间的推移, 对 n 个交易篮子进行不断更新. 该方法保证了数据的实时性, 易于得到高频的 VPIN 数据, 而不受每个日历日或日历月的时间限制. 但考虑到本文需要构建月度的低频 VPIN 值, 如果采用滚动的计算方法, 高频交易中的信息含量会在低频转换中被平滑掉, 而无法起到定价的效果. 因此, 采用静态的估计方法, 以每个交易日作为时间间隔, 将 1 个月的所有日度 VPIN 值进行算术平均得到对应月份的 VPIN 值.

在关键参数的选择上, 本文以 1min 作为最短

的交易时间间隔, 选取一天需要估计的篮子数 n 为 8 个, 因而交易量 $V =$ 当天的总交易量 / 8. 考虑到中国每天股票交易时间为 4 小时, 因此, 选择 1min 的时间间隔和 8 个篮子数可以保证每个交易篮子平均覆盖 30min 的交易信息, 这与 Easley 等^[7] 选取的最佳时间相吻合. 若选择的高频间隔时间过小 (如 500ms), 易于产生过大的噪音, 影响结果的稳健性; 而若覆盖的交易信息时间过短 (如 10min), 则单个篮子可能不足以将极端交易量包含在内. ③^[7]

PVPIN 值为组合的 VPIN 值. 该指标的构建以上述 Beta 估计中构建的组合为基准, 对组合内个股的 VPIN 值进行算术平均, 以此作为各个组合的 VPIN 值. PVPIN 这一工具变量的引入一方面旨在检验 VPIN 的内生性问题, 另一方面也用于比较个股 VPIN 和组合 PVPIN 的有效性.

2) 信息不确定性 (COV). 本文中的信息不确定性是指上市公司的信息不确定性, 用于衡量公司信息披露和曝光的程度. 现有学者对信息不确定性代理变量的选取进行了大量的研究. 具体而言, Hong 等^[26] 采用公司规模和分析报告数量作为公司信息不确定性的代理变量; Jiang 等^[27] 采用了四类不确定性指标, 分别为企业上市年限、股票收益的波动率、交易量和久期. Zhang 等^[14] 除采用了上述指标外, 还考虑了分析报告数量的变动率以及企业现金流的波动率.

综合来看, 衡量信息不确定性的指标大致分为直接指标和间接指标. 直接指标主要以企业的信息披露量为基础, 主要包括分析报告数量及其变动率. 间接指标则分为衡量企业经营指标和市场指标. 经营指标主要包括企业规模、企业上市年限以及企业现金流的波动率, 市场指标主要包括交易量、股票收益的波动性等. 一般学者认为, 规模越大、上市年限越长的企业具有较低的信息不确定性, 而交易量较小、股票收益和现金流的波动性较大的企业具有较高的信息不确定性, 但由于上述间接指标不仅包含了信息不确定性的程度, 同时还受到企业运营和市场环境等诸多重要

② BVC 的详细算法可参见 Easley 等. (2010, 2011, 2012).

③ Easley 等对不同的 n 和 V 以及最小的时间间隔都进行了稳健性检验, 结果表明, 上述参数的选取不会影响模型的基本结论. 国内学者的相关研究得到的稳健性结论也基本类似. 因此, 本文将略去关于上述参数设定的稳健性检验.

因素的影响,因此较难准确反映信息不确定性的本质,而企业的分析报告数量则能够较好的与信息不确定性的特征吻合。新闻报道量较多的企业往往具有较低的信息不确定性和较高的信息公开程度。因此,本文采用企业的分析报告数量作为信息不确定性的代理变量。具体而言,选用各个月份过去一年关于企业的新闻报道量作为该企业对应月份的信息不确定性指标。

3) 股票风险溢价。正如上文所述,知情交易是造成流动性缺失和市场崩盘的重要原因,因而可以作为一类风险因子,并产生相应的风险溢价。通常而言,风险溢价通过风险因子产生的超额收益率来度量。而关于股票超额收益率(R)的度量,本文采用个股的月度收益率减去月化的一年期存款利率。

4) 贝塔值($Beta$)。借鉴 Easley 等^[3]的方法,构建组合的 $Beta$ 值,具体的构建方法如下:(1) 在每年1月将所有个股两年前的月度超额收益率数据对股指的超额收益率和滞后一期的股指超额收益率进行回归,并将两者的系数之和作为个股的 $Beta$ 值。(2) 将上述 $Beta$ 值由小到大分成10组,并对组内的个股 $Beta$ 值进行算术平均,以此作为组合的 $Beta$ 值。(3) 将所有月份组合的 $Beta$ 值分别对股指的超额收益率和滞后一期的股指超额收益率进行回归,并将两者的系数之和作为组合的 $Beta$ 值。(4) 个股的最终贝塔值取各个月份所在组合的 $Beta$ 值。由于各个组合的成份股每年改变一次,因此,个股对应的 $Beta$ 值也会随着组合成份股的改变而变动。在 $Beta$ 值的构建中需要运用个股2年前的数据,为保证数据的完整性,根据上市时间对270只股票进行进一步筛选,剔除2005年以后上市的股票,筛选出的股票共计180只。

5) 个股市场指标。无论是基于三因素模型、四因素模型还是 Easley 等^[3]、O'Hara^[17]、Chen 和 Zhao^[4]的实证结果都表明,规模效应、账面市值比效应、动量效应等因素的存在会对知情交易概率与股票风险溢价的关系产生影响,因此,本文将上述因素作为控制变量引入组合之中。

本文以市值($SIZE$)作为衡量企业规模的变量,选用的个股市值为个股每月流通市值的对数值;

账面市值比(BM)定义为账面价值与市值的比。其中,账面价值采用的数据为个股季度财务报表中所有者权益值,并假设财务指标在报表会计区间内保持不变。

关于动量效应(MOM),学术界通常认为其是一类短期现象。根据现有研究的通常做法,选取股票过去一个月的累计超额收益率作为动量因子。

6) 个股风险指标。为了证明 $VPIN$ 因子并非传统风险因子的替代变量,本文还引入流动性、波动性和换手率等指标:

(1) 流动性指标(SP)。张峥等^[28]研究表明,买卖价差是衡量市场流动性的直接指标,并且其与 $VPIN$ 的联系最为紧密,因此,采用时间加权相对报价价差度量市场流动性,具体如下

买卖价差 = (卖价 - 买价) / 买卖价中点价格 (3)

(2) 波动性指标(STD)。股票波动率一直以来是金融领域的核心概念,本文选取的波动率为静态波动率,即个股日超额收益率的标准差。在实证分析中,将波动率乘以 $\sqrt{22}$ 进行月化。

(3) 换手率指标($TURN$ 与 $CVTURN$)。陈国进等^[29]证明了异质信念是造成股票市场暴涨暴跌的重要原因,而换手率通常被用来衡量市场异质信念的程度,因此本文用换手率作为衡量异质信念的指标。选用的个股换手率为个股每月换手率的对数值; $CVTURN$ 代表换手率的波动率,具体采用每个月份日换手率的标准差。

1.2 描述性统计

本文对上述变量进行了描述性的统计。从表1中可以看出,个股的月平均超额收益率为1.76%,但不同个股的超额收益率表现出很强的差异性。该特征同样反映在个股的 $VPIN$ 值上。

从均值来看,个股的 $VPIN$ 值和组合的 $VPIN$ 值十分接近,大致都为0.278,这与美国的 $VPIN$ 值比较接近,说明从整体上而言,中国的知情交易概率与美国的知情交易概率大致相当。但个股 $VPIN$ 的标准差却显著高于组合 $PVPIN$ 的标准差,前者大致是后者的2倍,并且 $VPIN$ 的取值范围为0到0.97。从新闻报道量来看,个股一年的平均新闻报道量为131,即个股平均每个月有大致10篇的新闻报道。

$Beta$ 值的均值为1.0560,说明个股的风险溢

价与市场的风险溢价并非同步变化,1单位的市
场风险溢价能够带来超过1单位的个股的风险溢
价.企业市值的均值为23.78,标准差为0.9876,
说明沪深300个股的市值差异较小.从动量效应

看,动量因子的均值为0.0185,与当月的风险溢
价大致相当.从波动率、换手率等指标来看,国内
的股票市场风险都高于国外的平均水平,而流动
性水平低于国外平均水平.

表1 变量统计性描述

Table 1 Variable statistic description

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	观测数
<i>R</i>	0.0176	0.1463	-0.5190	0.0084	0.8253	18007
<i>VPIN</i>	0.2780	0.0328	0.0000	0.2771	0.9717	17914
<i>PVPIN</i>	0.2782	0.0152	0.2104	0.2779	0.3687	18585
<i>COV</i>	131.4000	85.7100	0.0000	107.0000	868.0000	18585
<i>Beta</i>	1.0560	0.1406	0.8912	1.0430	1.4440	18585
<i>SIZE</i>	23.7800	0.9876	19.4100	23.7400	28.2200	18077
<i>BM</i>	1.5360	2.3040	0.1003	0.8254	19.8000	17686
<i>MOM</i>	0.0185	0.1462	-0.5190	0.0094	0.8253	18010
<i>SP</i>	0.4843	0.1743	0.0000	0.4520	1.6692	17762
<i>STD</i>	0.1389	0.0593	0.0500	0.1270	0.4970	17652
<i>TURN</i>	37.8500	34.2200	1.0159	26.3600	199.9200	17928
<i>CVTURN</i>	3.9390	3.5680	0.1010	2.7550	19.9900	17797

1.3 变量动态特征

为了更加直观反映 *VPIN* 与其他变量的关系,本文做出了 *VPIN* 与其他变量的特征图.

图1反映了所有个股的平均 *VPIN* 随时间的变化图.从总体上来看, *VPIN* 的平均值较为稳定,大致在0.24到0.3之间震荡,而在2008年的金融危机和2011年的牛市中,知情交易的概率较高,在2015年6月后的股灾中, *VPIN* 值也有显著的上升.由此初步验证假设1,即 *VPIN* 指标能够较好地反映中国股票市场的变动趋势.

图2反映了不同信息不确定性条件下 *VPIN* 的变化趋势图.图2表明,随着不确定性程度的上升, *VPIN* 的值也相应提高,初步表明高信息不确定性对 *VPIN* 具有叠加效果;图3反映了不同规模下个股的平均 *VPIN* 随时间的变化图.图3表明,规模较大的股票知情交易概率较小.由此可见,规模较大企业的信息披露更加充分;图4反映了不同动量下个股的平均 *VPIN* 随时间的变化图.图中数据表明,不同动量下的 *VPIN* 出现了震荡的特征,并且在大量时点出现了交叉和重合,这说明国内股票的动量效应对于 *VPIN* 的影响较为不显著,从而影响了 *VPIN* 的时变特征.

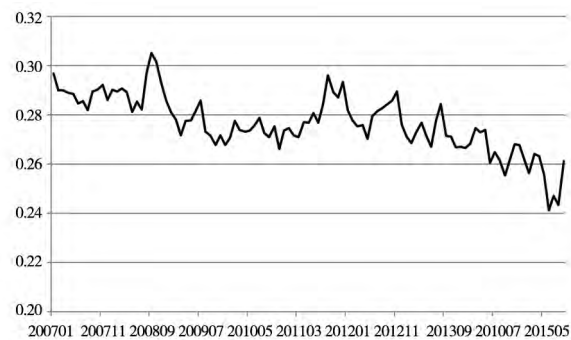


图1 *VPIN* 的动态特征图

Fig. 1 Dynamic diagram of *VPIN*

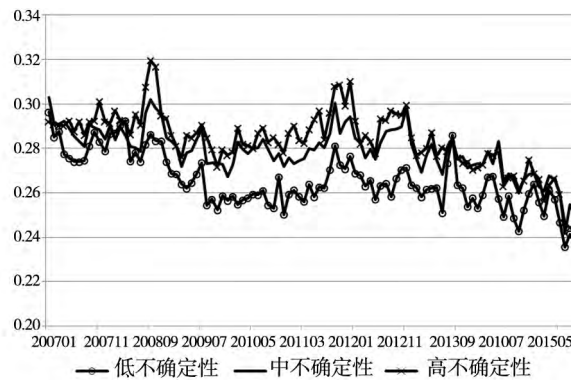


图2 不同信息不确定性下 *VPIN* 的动态特征图

Fig. 2 Dynamic diagram of *VPIN* under different information uncertainties

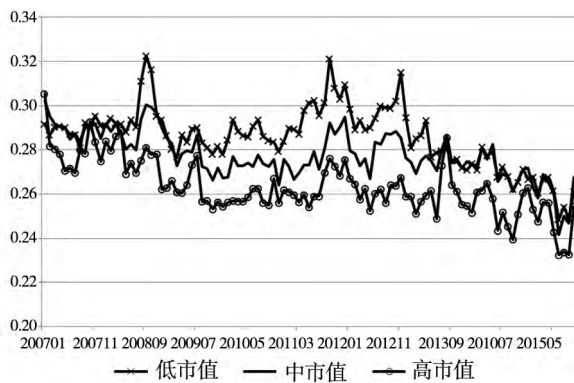


图3 不同规模下VPIN的动态特征图

Fig. 3 Dynamic diagram of VPIN under different sizes

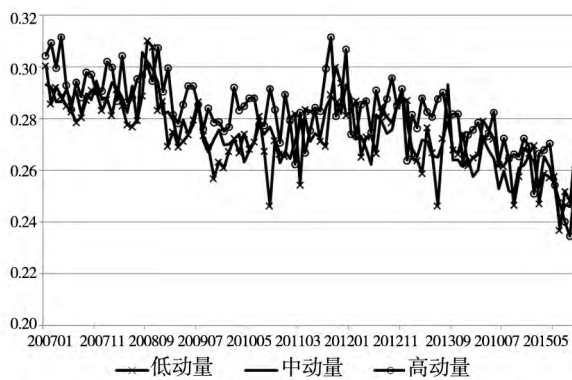


图4 不同动量下VPIN的动态特征图

Fig. 4 Dynamic diagram of VPIN under different momentums

2 实证分析

2.1 VPIN 指标的有效性检验

为了验证假设2、假设3,并为假设1提供更充足的论据,采用以下方法对VPIN指标的有效性进行检验:

首先,根据个股的市场特征对股票进行分类,从而构建不同类型组合的风险溢价,并对风险溢价的显著性进行检验。具体的分类方法采用单因素分类法、双因素分类法和三因素分类法。单因素分类法用于检验单一指标分类下形成的组合所产生的风险溢价是否存在显著差异;双因素分类法同时引入两类分类指标,以先分类指标作为控制变量,验证后分类变量在控制其他指标的定价作用后是否还能形成显著差异的风险组合;三因素分类法同时引入三类分类指标,目的在于控制前两类分类指标的定价作用及其交互作用,并验证在该情况下第三类分类变量的风险溢价组合的差异性。

其次,借鉴Chen和Zhao^[4]的分析方式,在双因素和三因素分类下,进一步检验VPIN构造的零投资组合所形成的风险溢价在时序上的显著性。具体方法即以时序上高VPIN组与低VPIN组的收益差作为研究对象,分析其在单因子模型、Fama-French三因子模型以及四因子模型下是否仍旧存在显著的超额收益。

最后,借鉴Fama和French^[30]关于定价因子显著性检验的基本分析模式,采用Fama-Macbeth方法对VPIN进行因子分析,进一步验证定价因子与股票风险溢价的动态关系。

2.1.1 单因素分析

在该部分分析中,分别根据知情交易概率、信息不确定性指标、公司规模和动量等变量将所有个股分成5类,构建不同个股组合的风险溢价。由于定价因子反映了对未来风险溢价的预测能力,因此需要包含过去的市场信息,而不是即时信息。从这个层面看,只有公司规模反映的是当期的实时信息,而其他变量都是基于过去信息计算得出,因此,借鉴韩立岩等^[6]的设定方法,在实际计算过程中,公司规模采用滞后一期值,而其他变量采用当期值。

表2分别对比了180样本和270样本的单因素组合风险溢价。通过对比最大组合与最小组合风险溢价的差异可以发现,VPIN值、信息不确定性和动量三类指标都存在显著的风险溢价,以270的样本为例,上述三者最大组合和最小组合的风险溢价差异分别达到5.54%、-1.31%和-2.88%,并且组合的风险溢价呈现单调变化的特征,而其中又以VPIN的风险溢价差值最为显著,这说明,通过买入较低VPIN组合的同时卖出较高VPIN的组合能够获得超过5%的显著正向超额收益。

由新闻报道量构建的最大和最小组合能够形成-1.31%的负向超额收益,这说明信息不确定性与股票风险溢价具有显著的正向关系,进而表明信息不确定性提高了投资者进行股票价值判断的难度,尤其是高信息不确定性程度的股票可能具有更高的知情交易,因此需要股票市场提供更高的风险溢价。

公司规模组合的风险溢价整体上呈现下降的趋势,这与Fama三因素模型中关于规模因子的定

价方向相反,但从中国的实际情况来看,大市值公司的平均股票价格变动显著低于规模较小的公司,这也意味着大市值公司的股票拥有较低的风险溢价,因此,实证的结论与中国真实情况相符。

1个月的动量存在负向风险溢价,这与大量国内关于动量效应的研究结果类似,但由于风险溢价的差值不显著,因此构建动量组合进行套利存在更高的风险。

表2 单变量分类下的风险溢价

Table 2 Risk premiums under univariate classification

风险溢价(%)	180 样本				270 样本			
	<i>VPIN</i>	<i>COV</i>	<i>SIZE</i>	<i>MOM</i>	<i>VPIN</i>	<i>COV</i>	<i>SIZE</i>	<i>MOM</i>
<i>P1</i>	-0.73	2.45	3.24	2.12	-0.91	2.38	3.38	1.94
<i>P2</i>	0.66	2.13	2.04	1.94	0.33	2.22	1.96	1.85
<i>P3</i>	1.74	1.62	1.34	1.90	1.89	1.79	1.37	1.99
<i>P4</i>	2.71	1.75	0.93	1.87	2.74	1.48	0.75	1.80
<i>P5</i>	4.38	1.09	0.44	1.26	4.63	1.07	0.50	1.40
<i>P5 - P1</i>	5.11*** [0.000]	-1.36*** [0.000]	-2.79*** [0.000]	-0.86 [0.148]	5.54*** [0.000]	-1.31*** [0.007]	-2.88*** [0.005]	-0.54 [0.370]

注: 1. 由于新闻报道量与不确定性程度为负向关系,因此,新闻报道数一栏代表的不确定性组合由上到下依次降低。

2. *, **, *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著,括号内为 *P* 值,下文中的数据、图表同此说明。

2.1.2 双因素分析

在单因素分析中,除 *VPIN* 值是显著的定价因子外,信息不确定性和企业规模也能够对股票风险溢价产生显著的影响。而尽管动量无法单独产生显著的风险溢价,但仍然可能影响风险溢价的变化,因此,在进一步检验 *VPIN* 的定价效果时,需要对上述变量进行控制。基于此,在该部分中采用双变量对组合进行分类,具体分类方式如下:根据每个月份所有股票的信息不确定性、公司规模、动量将股票分成三组,对于每一个组合,再根据组合内每只股票的 *VPIN*,将每一个组合进一步分成 5 组,进而得到 15 个组合,具体结果如表 3 所示。

表 3 结果表明,总体而言,当控制信息不确定性等传统定价因子后,*VPIN* 值的风险溢价依然显著。具体来看,在高不确定性 - 高 *VPIN* 组合下,180 样本和 270 样的风险溢价差分别为 5.73% 和 6.40%,高于单因素模型下的 5.11% 和 5.54%,这表明,高信息不确定性对 *VPIN* 的风险溢价效应产生了叠加的效果,而其他组合的风险溢价差低于单因素组合,说明在较低信息不确定性时,信息不确定性对 *VPIN* 的风险溢价效应产生了抑制的作用。这也验证了较高不确定性的公司拥有较高知情交易概率的结论。

类似的结论在 *VPIN* 与公司规模的组合上同样成立。由于较小规模的公司更容易出现知情交易,因而在低市值 - 高 *VPIN* 组合下,180 样本和

270 样的风险溢价差都高于单因素组合的风险差,而在其他情况下,双因素组合产生的风险溢价差低于单因素组合,即低市值对 *VPIN* 风险溢价效应产生了叠加的效果,而高市值对 *VPIN* 风险溢价效应产生了抑制的效果。

在动量 - *VPIN* 组合下,尽管风险溢价差依然显著,但并未表现出明显的方向性变化,也未表现出与单因素风险溢价差的显著差异,这说明国内的动量与知情交易概率的联动性较差,较难通过动量构建套利组合,进一步反映了中国股票市场投机色彩浓烈、股票炒作题材更新速度快的特点。

从单因子、三因子和四因子的检验结果来看,*VPIN* 组合的收益差在时序上依然能产生显著的超额收益,且超额收益具有一定的稳健性,进一步验证了 *VPIN* 组合收益差的真实存在性。与此同时,通过对比单因子、三因子和四因子模型可以发现,三因子和四因子模型的结果差异较小,进一步说明动量因子在中国的定价效果较差。

从 *VPIN* 组合的计算方式与实际组合的风险溢价可以看出,信息不确定性既是能够独立产生风险溢价的因子,同时又是引起知情交易的驱动因素,可见信息不确定性与知情交易的产生有着紧密的联系,因此,信息不确定性很有可能成为知情交易概率的替代变量。为检验信息不确定性与 *VPIN* 是否存在替代关系,同样采用双因素分类法

表 3 双变量分类下 *VPIN* 因子的风险溢价
Table 3 Risk premiums of *VPIN* under bivariate classification

180 样本				270 样本			
<i>VPIN/COV</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>VPIN/COV</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	-0.44	-0.68	-1.03	<i>P1</i>	-0.90	-0.78	-1.16
<i>P2</i>	1.18	0.76	0.07	<i>P2</i>	1.18	0.34	-0.09
<i>P3</i>	2.30	1.63	1.38	<i>P3</i>	2.20	1.71	1.26
<i>P4</i>	3.45	2.64	1.71	<i>P4</i>	3.61	2.84	2.16
<i>P5</i>	5.29	3.58	3.72	<i>P5</i>	5.50	4.12	3.75
<i>P5 - P1</i>	5.73*** [0.000]	4.27*** [0.000]	4.75*** [0.000]	<i>P5 - P1</i>	6.40*** [0.000]	4.90*** [0.000]	4.91*** [0.000]
单因子检验	5.57*** [0.000]	3.83*** [0.000]	4.44*** [0.000]	单因子检验	6.18*** [0.000]	4.50*** [0.000]	4.60*** [0.000]
三因子检验	5.78*** [0.000]	4.04*** [0.000]	4.47*** [0.000]	三因子检验	6.36*** [0.000]	4.71*** [0.000]	4.96*** [0.000]
四因子检验	5.78*** [0.000]	4.04*** [0.000]	4.47*** [0.000]	四因子检验	6.35*** [0.000]	4.71*** [0.000]	4.97*** [0.000]
<i>VPIN/SIZE</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>VPIN/SIZE</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	0.06	-0.94	-1.28	<i>P1</i>	0.10	-1.32	-1.24
<i>P2</i>	1.93	0.30	-0.50	<i>P2</i>	1.96	0.27	-0.72
<i>P3</i>	2.45	1.32	0.51	<i>P3</i>	2.57	1.18	0.39
<i>P4</i>	3.97	2.32	1.03	<i>P4</i>	4.27	2.53	1.20
<i>P5</i>	5.30	3.56	2.32	<i>P5</i>	5.30	3.42	2.67
<i>P5 - P1</i>	5.24*** [0.000]	4.50*** [0.000]	3.60*** [0.000]	<i>P5 - P1</i>	5.20*** [0.000]	4.75*** [0.000]	3.91*** [0.000]
单因子检验	5.05*** [0.000]	4.30*** [0.000]	3.42*** [0.000]	单因子检验	4.99*** [0.000]	4.53*** [0.000]	3.72*** [0.000]
三因子检验	5.14*** [0.000]	4.68*** [0.000]	3.44*** [0.000]	三因子检验	5.15*** [0.000]	4.79*** [0.000]	3.93*** [0.000]
四因子检验	5.14*** [0.000]	4.68*** [0.000]	3.44*** [0.000]	四因子检验	5.15*** [0.000]	4.79*** [0.000]	3.93*** [0.000]
<i>VPIN/MOM</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>VPIN/MOM</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	-0.54	-0.87	-0.57	<i>P1</i>	-0.95	-0.55	-1.08
<i>P2</i>	1.18	1.00	0.26	<i>P2</i>	1.03	0.27	0.32
<i>P3</i>	1.73	1.28	1.06	<i>P3</i>	1.57	1.88	1.28
<i>P4</i>	2.96	2.88	2.67	<i>P4</i>	3.27	2.62	2.37
<i>P5</i>	4.63	4.49	3.54	<i>P5</i>	4.75	4.70	4.20
<i>P5 - P1</i>	5.17*** [0.000]	5.36*** [0.000]	4.12*** [0.000]	<i>P5 - P1</i>	5.70*** [0.000]	5.25*** [0.000]	5.28*** [0.000]
单因子检验	4.85*** [0.000]	5.16*** [0.000]	3.89*** [0.000]	单因子检验	5.34*** [0.000]	5.02*** [0.000]	4.88*** [0.000]
三因子检验	5.04*** [0.000]	5.15*** [0.000]	4.03*** [0.000]	三因子检验	5.77*** [0.000]	5.26*** [0.000]	4.93*** [0.000]
四因子检验	5.04*** [0.000]	5.16*** [0.000]	4.04*** [0.000]	四因子检验	5.77*** [0.000]	5.27*** [0.000]	4.94*** [0.000]

注: 单因子检验、三因子检验、四因子检验分别是基于单因子模型、三因子模型、四因子模型对时间序列上的收益差进行的检验 报告的数据为经过因子调整后的超额收益 Alpha 值。下文中的数据同此说明。

对信息不确定性的风险溢价进行检验. 与上文类似, 对 *VPIN*、公司规模和动量三类因子进行控制. 具体结果如表 4 所示.

表 4 结果表明, 当对 *VPIN* 值进行控制时, 信息不确定性的风险溢价差变得十分不显著, 这说明, 在风险溢价的形成机制上, *VPIN* 对于信息不确定性是占优的. 类似的, 当对公司规模进行控制

时, 信息不确定性的风险溢价差也变得不显著, 说明信息不确定性也并未占优于公司规模. 由此可见, *VPIN* 能够更好地度量信息风险, 而不是信息不确定性的替代变量. 当控制动量时, 部分组合的风险溢价差是显著的, 这说明信息不确定性与动量并不存在占优关系, 而是存在一定的交互作用和联动机制.

表 4 双变量分类下信息不确定性因子的风险溢价

Table 4 Risk premiums of information uncertainties under bivariate classification

180 样本				270 样本			
<i>COV/VPIN</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>COV/VPIN</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	-0.01	2.33	4.65	<i>P1</i>	-0.47	1.97	4.40
<i>P2</i>	-0.09	1.09	4.70	<i>P2</i>	-0.55	1.36	5.03
<i>P3</i>	-0.32	1.62	3.35	<i>P3</i>	-0.63	1.63	3.73
<i>P4</i>	-0.66	1.81	3.05	<i>P4</i>	-0.47	1.57	3.56
<i>P5</i>	-0.33	1.78	3.70	<i>P5</i>	-0.35	1.84	3.91
<i>P5 - P1</i>	-0.31 [0.559]	-0.55 [0.324]	-0.95 [0.126]	<i>P5 - P1</i>	0.12 [0.798]	-0.13 [0.820]	-0.48 [0.410]
<i>COV/SIZE</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>COV/SIZE</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	3.17	1.41	0.02	<i>P1</i>	3.02	1.21	0.07
<i>P2</i>	2.34	0.93	0.45	<i>P2</i>	2.66	1.37	0.43
<i>P3</i>	2.96	1.59	0.37	<i>P3</i>	3.12	1.16	0.85
<i>P4</i>	2.97	1.46	1.02	<i>P4</i>	2.90	1.45	0.55
<i>P5</i>	2.75	1.68	0.64	<i>P5</i>	2.84	1.17	0.71
<i>P5 - P1</i>	-0.42 [0.378]	0.27 [0.553]	0.62 [0.209]	<i>P5 - P1</i>	-0.18 [0.690]	-0.04 [0.924]	0.63 [0.158]
<i>COV/MOM</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>	<i>COV/MOM</i>	<i>P1</i>	<i>P2</i>	<i>P3</i>
<i>P1</i>	2.18	2.58	1.75	<i>P1</i>	2.20	2.85	1.83
<i>P2</i>	2.12	1.92	1.76	<i>P2</i>	2.37	2.22	2.26
<i>P3</i>	1.88	1.33	1.32	<i>P3</i>	2.39	1.38	1.55
<i>P4</i>	1.71	1.67	0.90	<i>P4</i>	1.55	1.88	1.20
<i>P5</i>	1.56	0.77	0.88	<i>P5</i>	1.54	1.08	0.88
<i>P5 - P1</i>	-0.62 [0.338]	-1.81*** [0.004]	-0.87 [0.135]	<i>P5 - P1</i>	-0.66 [0.264]	-1.77*** [0.004]	-0.95* [0.080]

2.1.3 三因素分析

在双因素分析中可以看出, 信息不确定性与公司规模、动量都存在占优关系或交互关系, 而这种变量之间的联动机制也能够影响 *VPIN* 指标的风险溢价效应, 因而需要在分析中加以控制. 该部分中, 采用三变量对组合进行分类. 为分析上述影响, 同时采用 *VPIN* 值、信息不确定性和其他因子进行三因素分类. 具体而言, 首先, 根据每个月份所有股票的信息不确定性, 将股票分成三组. 对于每一个信息不确定性组合, 再根据组合内每只股

票的公司规模或动量, 将每一个组合进一步分成 3 组, 进而得到 9 个组合, 最后再根据组合内每只股票的 *VPIN* 值, 将上述 9 个组合进一步分成三组, 得到 27 个组合. 同时, 考虑到变量之间的交互作用可能具有方向性, 因此, 本文也考虑改变变量排序的方式, 即先根据公司规模或动量进行分类, 再根据信息不确定性进行排序. 采用的数据为包含 270 只个股的数据. 相关结果见表 5.

表 5 结果表明, 当对信息不确定性和其他因子及其交互作用进行控制后, *VPIN* 所产生的风险

表 5 三因素分类下的风险溢价
Table 5 Risk premiums under trivariate classification

VPIN	低 COV			中 COV			高 COV		
	SIZE								
	P1	P2	P3	P1	P2	P3	P1	P2	P3
P1	1.09	0.23	-1.35	0.88	-0.73	-0.97	0.26	-1.24	-0.57
P2	3.46	1.84	1.06	2.48	1.65	-0.12	1.28	1.33	-0.22
P3	5.64	4.38	2.82	4.56	3.58	1.82	3.37	2.84	2.04
P3 - P1	4.55***	4.14***	4.17***	3.69***	4.30***	2.79***	3.11***	4.09***	2.61***
单因子检验	4.40***	4.04***	3.97***	3.43***	4.15***	2.68***	3.00***	3.95***	2.50***
三因子检验	4.37***	4.11***	4.39***	3.43***	4.29***	2.74***	3.13***	4.18***	2.49***
四因子检验	4.37***	4.11***	4.39***	3.44***	4.29***	2.74***	3.13***	4.18***	2.49***
VPIN	低 COV			中 COV			高 COV		
	MOM								
	P1	P2	P3	P1	P2	P3	P1	P2	P3
P1	0.32	0.38	-0.59	-0.36	-0.16	-0.13	-0.50	-0.50	-1.02
P2	2.30	2.48	2.10	2.15	1.72	1.03	1.52	1.00	1.04
P3	4.77	4.57	4.77	4.11	3.91	3.18	3.38	3.45	2.36
P3 - P1	4.45***	4.19***	5.36***	4.47***	4.08***	3.31***	3.87***	3.96***	3.38***
单因子检验	4.39***	4.01***	5.06***	4.16***	3.84***	2.98***	3.63***	3.64***	3.08***
三因子检验	3.93***	4.00***	5.46***	4.31***	3.95***	2.85***	4.03***	3.91***	2.86***
四因子检验	3.92***	4.00***	5.46***	4.31***	3.95***	2.85***	4.04***	3.91***	2.85***
VPIN	低 SIZE			中 SIZE			高 SIZE		
	COV								
	P1	P2	P3	P1	P2	P3	P1	P2	P3
P1	0.24	0.56	1.03	-0.46	-1.04	-0.47	-1.43	-1.04	-0.57
P2	3.10	2.84	2.96	1.06	1.42	1.15	-0.23	0.60	0.07
P3	4.93	5.64	4.41	2.99	3.20	3.02	2.01	2.21	2.61
P3 - P1	4.69***	5.09***	3.38***	3.45***	4.24***	3.49***	3.44***	3.25***	3.19***
单因子检验	4.55***	5.02***	3.19***	3.31***	4.03***	3.39***	3.26***	3.05***	3.05***
三因子检验	4.42***	5.30***	3.42***	3.60***	4.33***	3.52***	3.33***	3.04***	3.04***
四因子检验	4.41***	5.30***	3.42***	3.60***	4.33***	3.52***	3.33***	3.04***	3.04***
VPIN	低 MOM			中 MOM			高 MOM		
	COV								
	P1	P2	P3	P1	P2	P3	P1	P2	P3
P1	-0.21	-0.68	-0.51	0.01	-0.41	-0.51	-0.56	-0.75	-0.99
P2	1.99	2.09	1.61	2.15	1.22	0.83	1.72	1.05	0.98
P3	4.17	3.80	3.34	4.62	3.22	3.11	4.32	3.23	2.60
P3 - P1	4.38***	4.47***	3.85***	4.62***	3.63***	3.62***	4.88***	3.98***	3.59***
单因子检验	4.20***	4.31***	3.76***	4.49***	3.59***	3.42***	4.62***	3.66***	3.45***
三因子检验	3.99***	4.39***	4.11***	4.15***	3.87***	3.44***	4.82***	3.58***	3.49***
四因子检验	3.98***	4.39***	4.11***	4.15***	3.87***	3.44***	4.81***	3.59***	3.49***

溢价差仍然表现出与单因素模型和双因素模型类似的特征,即较高 VPIN 组合能够产生较高的风险溢价,并且最大组合与最小组合的风险溢价差显

著为正。从表 5 第一部分的结果来看,三因素模型中高不确定性 - 低市值的 VPIN 组合形成的风险溢价差达到 4.55%,为所有组合中最高,而低市

值 - 高不确定性的 *VPIN* 组合形成的风险溢价差同样达到 4.69%。由此可见,低市值和高不确定性及其交互效应能够对 *VPIN* 组合的风险溢价效应产生叠加作用。与之相反的是,低不确定性 - 高市值的 *VPIN* 组合和高市值 - 低不确定性的 *VPIN* 组合形成的风险溢价差分别为 2.61% 和 3.19%, 均处于所在分类组合中的最低,因此,高市值和低不确定性及其交互效应能够对 *VPIN* 组合的风险溢价效应产生抑制作用。然而,当控制信息不确定性、动量及其交互作用时,*VPIN* 形成的风险溢价差并未出现趋势性的变化,说明信息不确定性与动量的交互作用并不显著。三因素模型的基本结论与双因素模型和单因素模型的结论具有高度的一致性。

与双因素分类结果类似,在三类因子模型检验下,*VPIN* 组合的收益差在时序上同样能产生显著的超额收益。

2.1.4 Fama-Macbeth 分析

支持 CAMP 有效性的学者研究表明(如 Miller 和 Scholes^[31]),贝塔值能够充分解释股票的风险溢价。尽管实证表明单纯通过传统的贝塔值无法完全解释市场中的各类金融异象,但并不意味着贝塔值的失效,原因在于学者对贝塔值的估计方法存在偏差,仅仅反映了个股超额收益与市场组合超额收益的相关性。而通过股票价格信息反推出的贝塔值能够综合反映其他定价因子的效果。诸如公司规模、账面市值比、流动性、换手率等因子均取决于股票的价格信息,因此,上述变量都只是贝塔值的一种表现形式,而不能作为贝塔值外的其他的定价因子。本文中的 *VPIN* 值则避免了上述问题,原因在于 *VPIN* 值是通过股票的交易量得出,因此降低了与贝塔值的相关性。

为了便于与过去的研究进行比较,本文采用

Fama 和 French^[30] 提出的方法,对多个定价因子的显著性进行检验。因子分析法表明,系统性贝塔、公司规模、公司账面市值比、动量等因子是造成股票风险溢价的主要原因。因此,本文将上述因子纳入到 Fama-Macbeth 分析框架中来。同时,为了分析知情交易和信息不确定性的影响,在模型中引入 *VPIN* 和新闻报道量两个参数。

为了证明 *VPIN* 并不是之前风险因素的替代变量,本文在模型中还将引入传统的风险变量,如反映市场流动性的买卖价差指标,反映市场价格变动的波动性,反映市场异质信念和投资者情绪的换手率等。

表 6 结果表明,*VPIN* 的系数显著为正,这与上文的分析结果一致,说明 *VPIN* 的确是一类被显著定价的风险因子。

Fama-Macbeth 方法对风险因子进行定价时主要存在两类问题,第一是定价因子的内生性问题,第二是无法证明风险因子是否是其他风险因子的替代变量。基于此,本文将分别对上述问题进行验证。一方面,*VPIN* 与传统的 *Beta* 值类似,都是通过历史数据估计的参数,因此可能存在内生性问题。针对该问题,通常的做法是构建一个工具变量来解决内生性问题。本文中主要通过引入组合 *PVPIN* 的方法来检验工具变量的有效性。首先,单独对 *PVPIN* 进行 Fama-Macbeth 回归。表 6 结果表明,*PVPIN* 的估计结果和显著性与 *VPIN* 的结果类似;其次,将 *VPIN* 和 *PVPIN* 同时进行 Fama-Macbeth 回归。此时,*VPIN* 的结果依然显著,并且显著性并未下降,而 *PVPIN* 的结果变得不显著,由此说明:1) *PVPIN* 工具变量的引入并未修正 *VPIN* 的内生性问题,说明 *VPIN* 模型的内生性问题并不显著;2) 相比于组合的 *PVPIN*,个股的 *VPIN* 能够更好地反映知情交易的程度。

表 6 Fama-Macbeth 分析基础模型

Table 6 Basic model on Fama-Macbeth analysis

<i>Beta</i>	<i>VPIN</i>	<i>PVPIN</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>MOM</i>	<i>F</i> 统计量	<i>R</i> ²	观测数
-0.004 6 [0.665]	0.638 4 *** [0.000]		-0.005 8 *** [0.004]	0.002 7 *** [0.000]	-0.041 0 ** [0.013]	29.71 *** [0.000]	0.17	17 165
-0.008 9 [0.412]		0.471 4 *** [0.000]	-0.009 3 *** [0.000]	0.001 8 ** [0.025]	-0.025 6 [0.125]	9.69 *** [0.000]	0.15	17 267
-0.006 6 [0.537]	0.643 7 *** [0.000]	-0.033 8 [0.730]	-0.005 7 *** [0.005]	0.002 7 *** [0.000]	-0.041 1 ** [0.012]	26.34 *** [0.000]	0.18	17 165

另一方面,为了验证 *VPIN* 是独立的定价因子,而不是其他已知定价因子的替代变量,本文在 Fama-Macbeth 模型中引入了传统的风险因子,包括流动性、波动率和换手率等。首先,过去的研究表明,流动性和风险溢价存在显著的负相关性,即流动性越差,市场需要给予的风险补偿也越高。因此, *VPIN* 有可能是流动性因子的替代变量。其次,较高的 *VPIN* 值意味着买卖订单存在显著的不平衡,这也会引起股票价格较大的波动性。因此, *VPIN* 值可能为波动率的替代变量。最后, *VPIN* 值是通过交易量估计出来的,而与交易量相关的换手率是行为金融领域一类重要的风险因子,因此,本文也将检验 *VPIN* 值是否为换手率的替代变量。

在 Fama-Macbeth 分析中,首先将流动性指标、波动率和换手率等几类变量引入模型,检验风险因子的显著性,其次,将 *VPIN* 与某一类风险因子同时引入模型,检验 *VPIN* 与风险因子的联合显著性。最后,为了证明 *VPIN* 不是上述变量联合效应的替代变量,将所有变量同时引入模型。

表 7 结果表明,在单独检验中,流动性、波动率、换手率和换手率的波动率均是显著的风险变量;在联合检验中, *VPIN* 和其他风险因子的系数仍然显著,并且系数显著性和系数符号并未出现明显的变化,由此说明 *VPIN* 模型是独立于这三类风险因子的另一类风险因子,而不是这三类因子的替代变量。

表 7 Fama-Macbeth 分析拓展模型

Table 7 Extension model on Fama-Macbeth analysis

<i>Beta</i>	<i>VPIN</i>	<i>SP</i>	<i>VOL</i>	<i>TURN</i>	<i>CVTURN</i>	<i>COV</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>MOMD</i>	<i>F</i> 统计量	<i>R</i> ²
-0.033 0 [0.000]		0.347 3 [0.000]					-0.010 4 [0.000]	0.003 2 [0.000]	-0.133 2 [0.000]	39.10 [0.000]	0.26
-0.028 1 [0.002]	0.722 6 [0.000]	0.375 7 [0.000]					-0.014 7 [0.000]	0.001 8 [0.009]	-0.157 3 [0.000]	57.10 [0.000]	0.30
-0.025 3 [0.003]			0.872 7 [0.000]				-0.003 8 [0.050]	0.002 1 [0.004]	-0.104 3 [0.000]	28.61 [0.000]	0.27
-0.021 1 [0.012]	0.412 8 [0.000]		0.849 0 [0.000]				-0.001 7 [0.351]	0.002 8 [0.000]	-0.110 8 [0.000]	35.25 [0.000]	0.29
-0.021 4 [0.027]				-0.000 4 [0.014]	0.010 3 [0.000]		-0.001 3 [0.486]	0.000 9 [0.208]	-0.034 8 [0.036]	27.32 [0.000]	0.23
-0.016 0 [0.088]	0.631 5 [0.000]			-0.000 3 [0.097]	0.009 5 [0.000]		0.002 3 [0.217]	0.002 1 [0.004]	-0.053 4 [0.001]	52.98 [0.000]	0.26
-0.010 0 [0.381]						-0.000 1 [0.000]	-0.011 6 [0.000]	0.001 5 [0.067]	-0.033 1 [0.074]	9.45 [0.000]	0.15
-0.004 0 [0.718]	0.671 0 [0.000]					-0.000 1 [0.000]	-0.014 7 [0.002]	0.000 3 [0.690]	-0.049 2 [0.007]	22.43 [0.000]	0.18
-0.028 3 [0.008]	0.601 8 [0.000]	0.300 9 [0.000]	0.173 3 [0.081]	-0.000 5 [0.000]	0.008 1 [0.000]	-0.000 1 [0.000]	-0.021 8 [0.000]	0.000 8 [0.201]	-0.162 8 [0.000]	53.64 [0.000]	0.39

具体而言,1) 在变量构造上,尽管流动性与 *VPIN* 值存在一定的相似性,但流动性与 *VPIN* 值中所包含的信息含量存在较大差异。流动性主要受到市场环境、交易习惯等因素的影响,但却无法反映交易过程中的知情交易。知情交易尽管会造成买卖价差和提高和流动性的下降,但投资者更关心的是买卖价差变动背后蕴含的信息风险。由此可见,知情交易能比流动性反映更多的市场风险信息;2) 由于 *VPIN* 值的提高会带来波动率的上升,所以两者具有正向的相关性,但 *VPIN* 值反

映的是交易量的信息变化,而波动率反映的是价格的变化,因此,两者分别反映了股票市场的两个基本面;3) Datar 等^[32] 研究表明,换手率与股票收益率负相关,而 Chordia 等^[33] 还证明换手率的波动率同样能够影响股票价格。但与 Chordia 等^[33] 结果不同的是,本文得到的换手率的波动率与股票收益率正相关,这反映了中外投资者对换手率的波动率风险态度上的差异,也有可能是源自样本区间的差异。而 *VPIN* 与换手率的联合显著性也表明 *VPIN* 并不是换手率的替代变量;4) 当同时

将流动性、波动率、换手率以及换手率的波动率引入模型时,各个变量的显著性依然没有发生较大的改变,说明 *VPIN* 也不是上述联合变量的替代变量。

最后,为了验证上文的部分结论,在 Fama-Macbeth 分析中还验证了市值、动量效应、和信息不确定性等因子的显著性。结果表明,市值因子、动量因子、信息不确定性因子的系数在 Fama-Macbeth 模型中大多显著为负,这与上文的结论一致。

2.2 *VPIN* 定价效应的传导机制检验

基于 Fama-Macbeth 分析法已经证明, *VPIN* 并非买卖价差的替代变量,且知情交易比买卖价差具有更多的信息含量。在此基础上,为检验假设 4,本文将进一步分析 *VPIN* 因子与买卖价差之间的关系,以此证明 *VPIN* 因子可以通过提高买卖价差加剧市场的流动性风险。具体结果见表 8 所示。

表 8 结果表明, *VPIN* 与滞后一期的 *VPIN* 都对买卖价差具有显著正向的解释力,由此证明了假设 4 的合理性。同时可以看出,相比于买卖价差, *VPIN* 在对风险溢价的预测上更具前瞻性。

进一步分别对 Beta、市值、账面市值比、动量等因素进行控制后,该结果依然保持稳健,由此说明, *VPIN* 对流动性风险的解释力不会随市场风险的变化、公司规模大小、公司估值大小或股价的周期性特征而发生改变。

表 8 传导机制模型

Table 8 Model on transmission mechanism

<i>VPIN</i>	<i>VPIN</i> (-1)	<i>Beta</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>MOM</i>
0.300 6 [0.000]					
0.209 0 [0.000]	0.149 9 [0.001]				
0.298 4 [0.000]		0.023 6 [0.076]			
0.121 1 [0.004]		0.032 6 [0.011]	-0.030 9 [0.000]		
0.113 4 [0.007]		0.029 0 [0.029]		-0.017 9 [0.000]	
0.266 2 [0.000]		0.035 6 [0.006]			0.102 4 [0.000]

3 基于中国重大事项公告的解释

上文已经通过市场数据证明 *VPIN* 指标与信息不确定性存在交互作用。为验证假设 5,本文继续采用企业层面的信息不确定性,进一步分析 *VPIN* 指标如何对企业重大事项公布前的信息不确定性进行解释。大量研究均表明,股票在重大事项公布前存在部分信息的泄露,而知情交易者能够利用该信息提前进行操作而获得超额收益。

借鉴 Keown 和 Pinkerton^[34]、Bris^[35]、邵新建等^[21]的研究方法,采用标准的事件分析法,分析企业重大事项公布前股票价格、交易量和 *VPIN* 值是否存在异常变动,以此判断是否存在信息的提前泄露和知情交易行为。然后通过组合分析法判断股票的异常价格波动和交易量波动能否由异常的 *VPIN* 值来解释。

3.1 重大事项的分类

根据 Wind 数据库的重大事项分类方法,将公司公告的重大事项分为 13 类,具体如表 9 所示。

表 9 上市企业重大事项公告分类

Table 9 Classification of major issues announcement of listed company

利润分配	资产重组	股权激励
股份增减持	收购兼并	关联交易
资金投向	重大合同	借贷担保
委托理财	政策影响	
违纪违规	人事变动	

利用 Wind 数据库搜集 2008 年 1 月 1 日至 2015 年 9 月 30 日期间 270 股票样本的公告数据,包括发布重大公告的股票代码、公告时间、事项类别,同时计算公告前 1 年内所有交易日的收益率、成交量、信息不确定性、市值、动量、*VPIN*。在构建异常 *VPIN* 值时,需要利用公告发布前一年的 *VPIN* 值进行分析,因此选取公告发布的起始时点为 2008 年 1 月 1 日。

在本文中,将事件日设定为公告发布日当天,-1 日指的是公告发布前的最后一个交易日,-2 日指的是公告发布前的倒数第二个交易日,其余事件日依此类推。如果股票在公告发布前就已经出现了显著的异常收益率、交易量和 *VPIN* 值,则认为存在信息的提前泄露和知情交易,反之则说

明股票公告发布前的知情交易程度并不显著。

3.2 异常风险溢价、交易量和 *VPIN* 的估计与统计检验方法

在事件研究法中,学者通常使用市场模型来估计正常风险溢价,其基本方法是利用市场模型和过去一段时间(通常为 1 年)的历史价格数据建立个股风险溢价与市场风险溢价的数量关系,并以当前的市场风险溢价和数量关系得到当前个股的正常风险溢价,而异常风险溢价则是当前实际个股风险溢价与个股正常风险溢价的差值。本文也将采用此方法估计股票的异常风险溢价。由于本文的知情交易不涉及异常风险溢价的方向问题,因而对异常风险溢价进行取绝对值的处理。具体选取的估计时间段为事件日之前的 250 个交易日。与上文一致,本文选取沪深 300 指数作为市场指数;关于异常交易量与异常 *VPIN*,以事件日之前 250 个交易日的算术平均值作为正常量,将事件日实际量相对正常量的比值定义为异常量。

3.3 事件研究结果

3.3.1 股票重大事项公布前的综合分析

为了追踪到尽可能多的知情交易,将事件窗口设为公告发布前的 15 个交易日到公告发布前的 1 个交易日。首先对所有重要事项进行汇总分析,具体估计结果如表 10 所示。

第 1 列的结果表明,从公告发布前 15 个交易

日到公告发布前的 1 个交易日,异常风险溢价的绝对值均保持在 1.6% 以上,并且在 1% 的水平下具有统计显著性,这说明公告发布前的确存在明显的信息泄露和知情交易。与此同时,在公告发布前的第 15 个交易日到公告发布前的最后一个交易日,股票的异常风险溢价基本保持稳定,说明重大公告前的 3 个交易周都是异常知情交易的高发期。

第 2 列的异常交易量在所有事件窗口也具有统计显著性,所有事件日的异常交易量程度都超出正常水平 30% 以上。

第 3 列的异常 *VPIN* 值表现出与异常风险溢价和异常交易量类似的特征,并且在 1% 的水平下显著,初步可以断定,公告发布前的异常风险溢价和异常交易量与知情交易行为密切相关。

本文还对不同事件日异常 *VPIN* 值大于 1、1.1、1.2、1.3、1.4 和 1.5 的公司比例进行了统计,统计结果表明,所有事件日异常 *VPIN* 值大于 1 的公司比例都超过了 50%。即使是将异常 *VPIN* 值比例设定为 1.5 以上,公告发布前最后一个交易日的公司比例也接近 25%。由此说明,异常的风险溢价、交易量和 *VPIN* 值并非由个别公司的极端值引起,而是在上市公司中普遍存在的现象。

3.3.2 股票重大事项公布前的分类分析

进一步针对 13 类重要事项进行分类分析,具体估计结果如表 11 所示。

表 10 股票重大事项公布前的综合结果

Table 10 Comprehensive results before major issues announcement of listed company

时间窗口	基本统计量			异常公司比例					
	异常风险溢价	异常交易量	异常 <i>VPIN</i> 值	> 1.0	> 1.1	> 1.2	> 1.3	> 1.4	> 1.5
-15	0.016 6	1.349 3	1.624 8	0.565	0.418	0.326	0.276	0.254	0.243
-14	0.016 1	1.323 5	1.617 7	0.556	0.412	0.321	0.273	0.250	0.239
-13	0.016 5	1.320 7	1.620 4	0.564	0.420	0.328	0.276	0.252	0.241
-12	0.016 3	1.316 3	1.604 8	0.555	0.411	0.318	0.267	0.244	0.234
-11	0.016 4	1.328 0	1.617 5	0.561	0.418	0.324	0.276	0.250	0.238
-10	0.016 7	1.345 0	1.628 5	0.567	0.422	0.327	0.277	0.254	0.243
-9	0.016 5	1.341 3	1.619 2	0.560	0.416	0.323	0.275	0.251	0.241
-8	0.016 7	1.333 4	1.630 3	0.566	0.418	0.328	0.278	0.254	0.244
-7	0.016 7	1.334 9	1.640 6	0.565	0.422	0.332	0.283	0.259	0.248
-6	0.016 6	1.332 4	1.627 2	0.562	0.420	0.327	0.278	0.254	0.243
-5	0.016 7	1.324 4	1.633 4	0.567	0.422	0.329	0.279	0.255	0.246
-4	0.016 7	1.327 2	1.631 2	0.569	0.423	0.327	0.279	0.255	0.243
-3	0.016 8	1.332 7	1.640 8	0.567	0.426	0.330	0.281	0.258	0.248
-2	0.017 1	1.347 3	1.643 4	0.572	0.429	0.335	0.283	0.258	0.248
-1	0.017 3	1.362 9	1.642 9	0.576	0.434	0.336	0.284	0.260	0.247

注: 经过 *t* 检验,所有异常风险溢价均在 1% 的水平下显著异于 0,所有异常交易量和异常 *VPIN* 值均在 1% 的水平下显著异于 1。

表 11 股票重大事项公布前的分类结果

Table 11 Classification results before major issues announcement of listed company

公告类别	利润分配	资产重组	股权激励	委托理财	政策影响	股份增减持	收购兼并	关联交易	违纪违规	人事变动	资金投向	重大合同	借贷担保
公告数量	2 660	1 200	889	440	692	1 502	2 043	4 492	330	1 441	4 573	1 114	2 960
公司数量	263	134	100	77	217	247	226	261	132	258	262	191	257
时间窗口	异常风险溢价												
-15	0.015 0	0.017 5	0.017 8	0.018 8	0.016 8	0.017 5	0.018 4	0.016 2	0.016 0	0.015 5	0.016 3	0.018 0	0.016 1
-14	0.014 8	0.016 4	0.016 5	0.017 8	0.014 8	0.018 3	0.016 7	0.015 6	0.017 0	0.016 0	0.015 9	0.017 6	0.015 1
-13	0.015 7	0.017 9	0.016 7	0.018 2	0.015 6	0.019 0	0.017 6	0.016 1	0.017 8	0.014 6	0.016 3	0.018 8	0.015 4
-12	0.015 1	0.016 8	0.017 4	0.018 5	0.015 0	0.019 5	0.017 0	0.015 8	0.014 9	0.015 3	0.015 8	0.017 4	0.015 8
-11	0.015 4	0.016 6	0.017 6	0.018 1	0.015 9	0.019 2	0.017 2	0.015 9	0.017 2	0.015 5	0.016 4	0.017 1	0.015 3
-10	0.015 0	0.018 4	0.018 1	0.018 1	0.016 5	0.019 9	0.017 5	0.016 2	0.017 0	0.015 9	0.016 2	0.018 9	0.015 5
-9	0.015 5	0.017 4	0.017 2	0.017 5	0.015 8	0.020 1	0.017 5	0.016 0	0.016 6	0.015 5	0.016 3	0.018 1	0.015 8
-8	0.015 4	0.016 7	0.017 4	0.018 2	0.016 3	0.020 3	0.017 9	0.016 6	0.017 9	0.016 4	0.016 3	0.016 3	0.016 0
-7	0.015 7	0.018 2	0.017 9	0.018 4	0.015 8	0.020 1	0.018 4	0.016 6	0.015 4	0.015 4	0.016 2	0.017 6	0.015 8
-6	0.015 6	0.017 3	0.016 9	0.016 6	0.015 5	0.020 9	0.017 4	0.015 6	0.015 2	0.015 3	0.016 3	0.017 7	0.015 7
-5	0.016 1	0.017 8	0.017 5	0.018 8	0.014 4	0.022 6	0.017 8	0.016 2	0.016 7	0.015 7	0.015 9	0.017 8	0.015 5
-4	0.015 3	0.017 7	0.018 1	0.015 8	0.015 7	0.022 2	0.017 2	0.016 4	0.015 8	0.016 4	0.015 8	0.017 6	0.015 2
-3	0.015 6	0.017 4	0.017 6	0.018 2	0.016 1	0.023 0	0.017 6	0.016 1	0.017 0	0.015 6	0.016 4	0.017 5	0.016 3
-2	0.015 6	0.019 4	0.017 9	0.018 8	0.016 0	0.023 7	0.018 1	0.016 8	0.015 4	0.015 8	0.016 5	0.017 7	0.015 9
-1	0.015 5	0.018 1	0.019 0	0.018 5	0.016 6	0.022 2	0.018 2	0.017 2	0.018 5	0.015 7	0.016 6	0.019 0	0.016 3
时间窗口	异常交易量												
-15	1.136 6	1.387 8	1.397 9	1.592 2	1.548 6	1.456 4	1.458 4	1.304 4	1.149 4	1.561 4	1.350 5	1.437 4	1.309 0
-14	1.109 6	1.330 8	1.383 5	1.574 1	1.484 1	1.443 1	1.419 9	1.278 8	1.115 6	1.491 9	1.319 6	1.453 5	1.285 8
-13	1.120 4	1.355 7	1.366 5	1.588 7	1.543 0	1.447 0	1.378 2	1.259 6	1.074 6	1.447 1	1.334 0	1.433 4	1.257 5
-12	1.127 3	1.308 7	1.363 4	1.555 6	1.505 2	1.521 2	1.347 0	1.243 2	1.074 6	1.458 8	1.318 2	1.396 6	1.270 7
-11	1.114 8	1.306 9	1.364 8	1.537 1	1.519 1	1.530 1	1.385 9	1.270 8	1.083 7	1.441 3	1.347 5	1.455 2	1.271 1
-10	1.105 6	1.3368	1.375 5	1.537 7	1.526 1	1.561 9	1.440 4	1.277 6	1.034 8	1.486 6	1.360 8	1.482 2	1.300 1
-9	1.103 7	1.330 4	1.379 6	1.492 7	1.540 5	1.529 1	1.452 6	1.284 5	0.990 5	1.499 0	1.360 8	1.444 8	1.312 0
-8	1.104 1	1.332 9	1.335 7	1.507 8	1.544 2	1.515 2	1.419 7	1.286 9	1.010 5	1.504 3	1.366 5	1.479 7	1.326 0
-7	1.104 9	1.397 8	1.382 1	1.521 0	1.507 5	1.533 0	1.426 2	1.285 5	1.047 2	1.495 3	1.347 8	1.440 3	1.312 0
-6	1.123 5	1.375 1	1.385 0	1.450 4	1.504 9	1.500 1	1.439 4	1.261 4	1.022 6	1.504 7	1.360 0	1.420 5	1.312 0
-5	1.130 5	1.359 5	1.341 4	1.510 9	1.423 5	1.573 0	1.393 9	1.281 6	1.030 6	1.485 6	1.338 3	1.393 5	1.307 4
-4	1.109 9	1.393 0	1.386 0	1.516 1	1.419 8	1.562 0	1.422 5	1.296 5	1.036 4	1.493 0	1.341 8	1.415 9	1.282 8
-3	1.114 9	1.347 2	1.402 5	1.575 2	1.457 8	1.618 0	1.412 5	1.299 2	1.086 1	1.516 9	1.329 6	1.393 1	1.284 0
-2	1.122 3	1.414 3	1.355 5	1.615 2	1.507 7	1.681 4	1.454 0	1.315 6	1.014 1	1.509 1	1.349 8	1.376 8	1.300 2
-1	1.096 8	1.412 7	1.413 5	1.620 6	1.610 0	1.822 4	1.410 6	1.323 7	1.077 3	1.523 8	1.342 3	1.424 6	1.329 0
时间窗口	异常 VPIN												
-15	1.596 0	1.517 4	1.545 2	1.621 2	1.634 4	1.696 6	1.572 0	1.607 8	1.511 4	1.681 7	1.553 7	1.765 4	1.654 3
-14	1.590 5	1.470 3	1.540 3	1.523 8	1.636 7	1.692 3	1.553 5	1.575 9	1.449 3	1.678 5	1.572 2	1.768 6	1.637 4

续表 11
Table 11 Continue

公告类别	利润分配	资产重组	股权激励	委托理财	政策影响	股份增减持	收购兼并	关联交易	违纪违规	人事变动	资金投向	重大合同	借贷担保
-13	1.605 4	1.504 6	1.526 1	1.561 9	1.544 5	1.688 4	1.572 8	1.579 0	1.597 5	1.645 3	1.579 7	1.769 1	1.619 0
-12	1.630 8	1.479 7	1.555 6	1.562 0	1.540 1	1.713 6	1.534 4	1.563 5	1.636 1	1.658 1	1.580 8	1.718 2	1.597 0
-11	1.588 6	1.481 9	1.565 5	1.595 9	1.575 9	1.652 2	1.592 6	1.593 5	1.455 2	1.676 1	1.585 0	1.717 9	1.607 1
-10	1.595 3	1.492 0	1.515 8	1.557 7	1.578 8	1.713 8	1.560 6	1.625 7	1.565 0	1.687 2	1.575 4	1.800 2	1.636 9
-9	1.574 6	1.465 4	1.582 9	1.479 1	1.574 4	1.768 6	1.527 1	1.607 7	1.552 9	1.680 4	1.575 4	1.763 1	1.630 1
-8	1.614 2	1.495 1	1.517 0	1.565 2	1.555 6	1.730 1	1.579 3	1.596 7	1.585 1	1.650 9	1.585 6	1.763 7	1.649 9
-7	1.587 5	1.486 4	1.513 5	1.529 2	1.626 2	1.754 9	1.579 6	1.601 2	1.518 6	1.680 5	1.604 8	1.733 9	1.684 0
-6	1.582 4	1.473 4	1.547 2	1.574 8	1.545 8	1.810 0	1.559 8	1.608 5	1.517 9	1.640 8	1.568 6	1.749 6	1.670 9
-5	1.579 7	1.566 6	1.517 7	1.533 5	1.555 9	1.832 7	1.578 6	1.591 9	1.568 2	1.640 6	1.575 6	1.757 7	1.642 1
-4	1.589 0	1.465 4	1.495 1	1.452 3	1.608 7	1.804 3	1.578 8	1.579 3	1.496 0	1.639 7	1.598 4	1.746 0	1.632 5
-3	1.633 2	1.528 8	1.551 0	1.549 6	1.594 8	1.849 5	1.570 3	1.598 5	1.600 9	1.658 7	1.606 0	1.693 8	1.660 1
-2	1.609 4	1.486 4	1.536 1	1.614 7	1.654 5	1.886 6	1.567 5	1.598 4	1.538 0	1.680 7	1.578 7	1.717 6	1.611 8
-1	1.589 1	1.488 8	1.535 6	1.642 6	1.558 0	1.864 9	1.595 8	1.599 3	1.583 7	1.709 5	1.589 2	1.746 0	1.634 0

注: 经过 t 检验, 所有异常风险溢价均在 1% 的水平下显著异于 0, 所有异常交易量和异常 $VPIN$ 值均在 1% 的水平下显著异于 1.

总体而言, 13 类重要事项公告前都存在异常风险溢价、异常交易量和异常 $VPIN$, 并且所有参数在 1% 的水平下显著. 由此说明, 重要事项公告前存在一定的信息泄露和提前交易. 从重大事项的类别来看, 利润分配、收购兼并、关联交易、资金投向及借贷担保等 5 类的公告数量超过 2 000 条, 覆盖的样本内公司数量超过 90%. 相比而言, 股权激励、委托理财和违纪违规的公告数量较少, 覆盖的样本内公司数量不足 50%. 从异常风险溢价来看, 大致分布在 1.5% 到 2.4% 之间, 其中利润分配和人事变动的异常风险溢价最小, 而资产重组、股份增减持、收购兼并、重大合同的异常风险溢价较大, 这与不同重大事项对公司的影响程度大小密切相关. 不难发现, 资产重组、收购兼并和重大合同都能够显著影响公司的经营结构和盈利能力, 而股份增减持能够直接作用于二级市场, 因此其带来的异常风险溢价最为突出, 并且随着公告日的临近, 股份增减持带来的异常风险溢价还呈现出递增的走势. 尽管委托理财带来的异常风险溢价较为突出, 但由于公司覆盖面较窄, 因此还不足以说明委托理财公告中的异常交易是普遍存在的现象.

从异常交易量来看, 除利润分配和违纪违规产生的异常交易很小外, 其余重大事项带来的异常交易量均超过正常交易量的 30% 以上. 其中股

份增减持和委托理财所形成的异常交易量较为突出. 但与异常风险溢价不同的是, 政策影响和人事变动对异常交易量的影响也较为显著. 由此说明, 尽管某些重大公告能够造成市场交易量的异动, 但事件本身对于公司股价的影响可能存在不确定性, 因而无法形成一致的市场预期和较为突出的异常风险溢价.

从异常 $VPIN$ 值来看, 各类重大事项的表现较为相似, 异常 $VPIN$ 值大致为正常 $VPIN$ 值的 1.45 倍至 1.8 倍, 并显著高于异常交易量的数值, 进一步说明重大事项公告前的知情交易较为严重, 并可能是异常风险溢价和异常交易量的主要动因.

3.3.3 基于单因素和双因素的组合分析

为进一步验证异常的风险溢价是否由异常的 $VPIN$ 值引起, 采用上文类似的方法, 将所有异常风险溢价根据异常 $VPIN$ 值由小到大分成 5 组, 并检验最大组合与最小组别的异常风险溢价是否存在显著差异. 表 12 结果表明, 在所有 15 个事件窗口中, 异常风险溢价差值在 1% 的水平下均显著不为 0. 由此说明, 异常 $VPIN$ 值的确是引起异常风险溢价的重要因素.

为了证明 $VPIN$ 值的效应并非源于其他的定价因子, 采用双因素分类法对信息不确定性、公司规模、动量等因子进行控制, 采用的方法与上文相同, 在此不在赘述. 表 13 结果表明, 即使控制了信

息不确定性和市值因子, *VPIN* 依然可以产生显著不为 0 的异常风险溢价差. 当控制了动量因子后, *VPIN* 的效应在绝大多数组合中依然显著. 尤其是当临近公告日时, 所有组合的异常风险溢价差均显著. 由此说明, *VPIN* 值对于异常风险溢价的解释力具有很强的独立性.

表 12 单因素下股票重大事项公告前的异常风险溢价

Table 12 Abnormal risk premiums before major issues announcement of listed company under univariate classification

时间窗口	P1	P2	P3	P4	P5	差值
-15	1.33	1.53	1.70	1.88	2.04	0.71
-14	1.28	1.55	1.60	1.84	2.00	0.72
-13	1.36	1.55	1.66	1.86	2.04	0.68
-12	1.31	1.52	1.65	1.82	1.98	0.67
-11	1.27	1.53	1.63	1.91	2.02	0.75
-10	1.33	1.51	1.69	1.87	2.10	0.78
-9	1.32	1.52	1.64	1.90	2.04	0.72
-8	1.34	1.53	1.63	1.86	2.09	0.74
-7	1.33	1.56	1.68	1.94	2.01	0.68
-6	1.35	1.52	1.66	1.93	2.00	0.66
-5	1.35	1.52	1.70	1.88	2.11	0.75
-4	1.34	1.54	1.67	1.89	2.10	0.76
-3	1.32	1.56	1.65	1.96	2.08	0.76
-2	1.35	1.58	1.74	1.95	2.13	0.78
-1	1.37	1.57	1.72	2.03	2.13	0.76

注: 经过 *t* 检验, 所有差值均在 1% 的水平下显著异于 0.

表 13 双因素下股票重大事项公告前的异常风险溢价

Table 13 Abnormal risk premiums before major issues announcement of listed company under bivariate classification

时间窗口	低 COV				中 COV				高 COV			
	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值
-15	1.50	1.92	1.95	0.46	1.36	1.67	1.68	0.32	1.34	1.65	1.54	0.20
-14	1.46	1.75	1.71	0.25	1.35	1.62	1.64	0.28	1.33	1.58	1.64	0.31
-13	1.56	1.82	1.95	0.39	1.40	1.70	1.59	0.19	1.36	1.61	1.62	0.26
-12	1.50	1.82	1.79	0.29	1.33	1.60	1.58	0.25	1.32	1.63	1.69	0.38
-11	1.44	1.84	1.90	0.46	1.28	1.65	1.58	0.30	1.34	1.69	1.63	0.29
-10	1.44	1.87	1.95	0.50	1.34	1.66	1.61	0.27	1.35	1.66	1.70	0.35
-9	1.46	1.84	1.80	0.34	1.37	1.64	1.65	0.28	1.31	1.67	1.66	0.35
-8	1.52	1.89	1.95	0.44	1.34	1.59	1.69	0.35	1.35	1.65	1.71	0.36
-7	1.51	1.86	1.82	0.31	1.36	1.69	1.61	0.25	1.37	1.75	1.72	0.35
-6	1.51	1.81	1.81	0.29	1.39	1.68	1.67	0.28	1.30	1.69	1.67	0.37
-5	1.51	1.87	1.93	0.42	1.33	1.69	1.65	0.32	1.37	1.72	1.76	0.39
-4	1.47	1.82	2.02	0.54	1.40	1.70	1.58	0.17	1.35	1.73	1.65	0.30
-3	1.54	1.95	1.97	0.43	1.32	1.66	1.62	0.30	1.37	1.67	1.80	0.43
-2	1.54	1.88	2.07	0.53	1.39	1.71	1.67	0.28	1.36	1.74	1.75	0.39
-1	1.51	1.99	2.03	0.51	1.40	1.75	1.77	0.37	1.34	1.76	1.69	0.35
时间窗口	低 SIZE				中 SIZE				高 SIZE			
	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值
-15	1.44	1.77	1.74	0.30	1.43	1.76	1.82	0.38	1.32	1.71	1.57	0.25
-14	1.45	1.64	1.59	0.14	1.35	1.57	1.75	0.41	1.37	1.67	1.70	0.33
-13	1.48	1.77	1.69	0.21	1.37	1.73	1.82	0.46	1.45	1.63	1.62	0.17
-12	1.42	1.73	1.52	0.10	1.38	1.67	1.79	0.41	1.35	1.66	1.75	0.40
-11	1.39	1.75	1.70	0.31	1.33	1.69	1.73	0.40	1.34	1.72	1.71	0.38

续表 13

Table 13 Continue

时间窗口	低 COV				中 COV				高 COV			
	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值
-10	1.38	1.78	1.72	0.34	1.37	1.68	1.75	0.37	1.37	1.75	1.78	0.40
-9	1.39	1.77	1.67	0.29	1.37	1.65	1.72	0.35	1.39	1.74	1.68	0.29
-8	1.44	1.70	1.74	0.30	1.40	1.67	1.78	0.38	1.40	1.75	1.83	0.43
-7	1.42	1.76	1.60	0.18	1.41	1.71	1.78	0.37	1.43	1.79	1.81	0.38
-6	1.41	1.77	1.65	0.23	1.44	1.71	1.77	0.34	1.36	1.73	1.66	0.29
-5	1.42	1.83	1.75	0.33	1.35	1.73	1.77	0.42	1.45	1.73	1.78	0.32
-4	1.42	1.75	1.65	0.23	1.37	1.68	1.87	0.49	1.43	1.81	1.71	0.28
-3	1.41	1.79	1.63	0.23	1.41	1.68	1.83	0.42	1.44	1.79	1.94	0.50
-2	1.42	1.81	1.74	0.32	1.46	1.72	1.94	0.48	1.40	1.81	1.75	0.35
-1	1.45	1.87	1.83	0.38	1.44	1.73	1.94	0.50	1.39	1.86	1.69	0.30
时间窗口	低 MOM				中 MOM				高 MOM			
	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值	P1	P2	P3	差值
-15	1.34	1.66	1.63	0.29	1.26	1.62	1.39	0.13	1.62	1.98	2.28	0.66
-14	1.36	1.60	1.57	0.21	1.19	1.47	1.24	0.06	1.62	1.89	2.35	0.73
-13	1.38	1.66	1.58	0.20	1.27	1.55	1.39	0.12	1.66	1.93	2.38	0.72
-12	1.35	1.57	1.52	0.17	1.24	1.50	1.29	0.05 [#]	1.57	1.98	2.45	0.88
-11	1.29	1.62	1.60	0.30	1.22	1.55	1.31	0.10	1.58	1.99	2.43	0.85
-10	1.36	1.54	1.58	0.22	1.17	1.58	1.42	0.25	1.63	2.06	2.52	0.89
-9	1.30	1.58	1.58	0.28	1.23	1.57	1.32	0.08	1.63	2.01	2.40	0.76
-8	1.36	1.60	1.62	0.26	1.23	1.57	1.33	0.10	1.66	1.94	2.67	1.02
-7	1.39	1.65	1.52	0.13	1.23	1.70	1.32	0.09	1.62	1.96	2.61	0.98
-6	1.38	1.55	1.56	0.19	1.29	1.61	1.35	0.06 [#]	1.56	2.02	2.48	0.92
-5	1.39	1.70	1.55	0.15	1.24	1.57	1.43	0.19	1.59	2.00	2.65	1.06
-4	1.37	1.67	1.67	0.30	1.24	1.58	1.31	0.07 [#]	1.63	2.01	2.50	0.88
-3	1.34	1.62	1.67	0.33	1.29	1.60	1.38	0.09	1.62	2.05	2.59	0.97
-2	1.35	1.69	1.82	0.46	1.29	1.63	1.42	0.13	1.64	1.99	2.48	0.84
-1	1.35	1.70	1.68	0.32	1.24	1.72	1.62	0.38	1.67	2.08	2.42	0.75

注: # 代表在 10% 的水平下不显著, 其余差值均在 10% 的水平下显著。

4 结束语

本文首先采用组合分析法、Fama-Macbeth 定价法、时间序列分析法检验了个股等交易量知情交易概率——*VPIN* 是否被股票市场定价, 以及与其驱动因子——信息不确定性之间的内在关系。其次, 分析了 *VPIN* 与买卖价差的关系, 以此验证知情交易定价效果的传导机制; 最后, 利用事件分析法检验 *VPIN* 对中国重大事项公告前的知情交易的解释效果。

第一, 本文利用中国沪深 300 成份股的高频交易数据和 BVC 算法构建了各只股票的 *VPIN*

值。相比于传统的 *PIN* 值, *VPIN* 综合了市场价格信息和交易量信息, 是对 *PIN* 值信息含量和估计方法的改进。从平均特征来看, 个股的 *VPIN* 总体波动较小, 但在 2008 年的金融危机、2011 年的牛市以及 2015 年 6 月后的股灾中都有显著的上升, 说明 *VPIN* 的波动能够与中国股市的特殊阶段相吻合。

第二, 本文采用单因素分析法检验了 *VPIN* 及信息不确定性、公司规模和动量是否能产生显著的风险溢价差; 采用双因素模型对信息不确定性等三类定价因子进行控制; 采用三因素模型对信息不确定性与其他两类因子的交互作用进行控制, 并以此为基础对 *VPIN* 效应的稳健性进行检验。结果表明, *VPIN* 在横截面上能够被中国股票

市场显著定价,该效应在单因素模型、双因素模型和三因素模型中都显著存在。与此同时,在单因子、三因子和四因子模型检验下,VPIN组合形成的风险溢价差在时间序列上依然能形成显著的超额收益,且超额收益具有一定的稳健性,进一步验证了VPIN组合收益差的真实存在性。

尽管信息不确定性是知情交易的重要驱动因素,但实证结果表明,VPIN不仅不是信息不确定性的替代变量,而且其定价能力还显著优于信息不确定性;

第三,利用Fama-Macbeth分析方法对VPIN以及其他定价因子的联合显著性进行了检验,进一步验证了组合分析法中的相关结论。为了检验VPIN的内生性问题,在分析中引入了工具变量的组合PVPIN,PVPIN工具变量的引入并未修正VPIN的内生性问题,说明VPIN模型的内生性问题并不显著;同时,相比于组合的PVPIN,个股的

VPIN能够更好地反映知情交易的程度。通过引入流动性、波动率和换手率等传统风险变量后证明了VPIN并非传统风险因子的替代变量。

第四,VPIN影响风险溢价的传导机制是通过提高买卖价差加剧流动性风险;VPIN指标对买卖价差的解释力不会随市场风险的变化、公司规模大小、公司估值大小或股价的周期性特征而发生改变,并且相比于买卖价差,VPIN指标具有更多的信息含量和更好的前瞻性。

第五,本文对股票重大事项公告前的知情交易进行了检验,事件分析法和组合分析法的结果表明,在公司各类重大事项公告前均会出现显著的异常收益率和异常交易量,而上述异常值可以被同步出现的异常VPIN值所解释。同时,在控制信息不确定性、公司规模和动量等传统定价因子后,异常VPIN值对异常风险溢价和异常交易量同样具有解释力。

参考文献:

- [1]Easley D, Kiefer N M, O' Hara M, et al. Spuidity, information and infrequently traded stocks [J]. Journal of Finance, 1996, 51(4): 1405 - 1436.
- [2]Easley D, Engle R F, O' Hara M, et al. Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades [J]. Journal of Financial Econometrics, 2008, 6(2): 171 - 207.
- [3]Easley D, Hvidkjaer S, O' Hara M. Is information risk a determinant of asset returns [J]. Journal of Finance, 2002, 57(5): 2185 - 2221.
- [4]Chen Y, Zhao H. Informed trading, information uncertainty, and price momentum [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36(7): 2095 - 2109.
- [5]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, 47(4): 45 - 56.
Yang Zhishu, Yao Songyao. Empirical analysis on exchange spread and information trading in Shanghai stock market [J]. Journal of Financial Research, 2004, 47(4): 45 - 56. (in Chinese)
- [6]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, 25(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, 25(1): 16 - 24. (in Chinese)
- [7]Easley D, de Prado M M L, O' Hara M. Flow toxicity and spuidity in a high-frequency world [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25(5): 1457 - 1493.
- [8]Andersen T G, Bondarenko O. VPIN and the flash crash [J]. Journal of Financial Markets, 2014, 17: 1 - 46.
- [9]Easley D, de Prado M M L, O' Hara M. VPIN and the flash crash: A rejoinder [J]. Journal of Financial Markets, 2014, 17: 47 - 52.
- [10]刘文文,张合金. 测量高频交易领域中的指令流毒性——基于我国沪深300指数期货的实证研究 [J]. 中国经济问题, 2013, 55(1): 81 - 91.
Liu Wenwen, Zhang Hejin. Measuring flow toxicity in a high frequency world: Empirical research based on the CSI300 index [J]. China Economic Studies, 2013, 55(1): 81 - 91. (in Chinese)

- [11]周强龙,朱燕建,贾璐熙. 市场知情交易概率、流动性与波动性——来自中国股指期货市场的经验证据[J]. 金融研究, 2015, 58(5): 132-147.
Zhou Qianglong, Zhu Yanjian, Jia Luxi. Probability of informed trading, spuidity and volatility: Evidence from China's stock index futures market[J]. Journal of Financial Research, 2015, 58(5): 132-147. (in Chinese)
- [12]Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Factoring information into returns[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45(2): 293-309.
- [13]Asian H, Easley D, Hvidkjaer S, et al. The characteristics of informed trading: Implications for asset pricing[J]. Journal of Empirical Finance, 2011, 18(5): 782-801.
- [14]Zhang X F. Information uncertainty and stock returns[J]. Journal of Finance, 2006, 61(1): 105-136.
- [15]Cheema M A, Nardea G V. Momentum returns and information uncertainty: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2014, 30: 173-188.
- [16]Easley D, de Prado M M L, O'Hara M. The microstructure of the flash crash: Flow toxicity, spuidity crashes and the probability of informed trading[J]. Journal of Portfolio Management, 2011, 37(2): 118-128.
- [17]O'Hara M. Presidential address: Spuidity and price discovery[J]. Journal of Finance, 2003, 58(4): 1335-1354.
- [18]张强,刘善存,邱苑华,等. 流动性特征对知情、非知情交易的影响研究[J]. 管理科学学报, 2013, 16(7): 55-65.
Zhang Qiang, Liu Shancun, Qiu Wanhua, et al. Informed trading, uninformed trading and spuidity[J]. Journal of Management Sciences in China, 2013, 16(7): 55-65. (in Chinese)
- [19]龚朴,杨博理. 知情交易度量的 Lévy 跳方法及实证研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(10): 82-94.
Gong Pu, Yang Boli. Using Lévy jumps to measure informed trading and the empirical study[J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(10): 82-94. (in Chinese)
- [20]廖旦,陆蓉. 高频交易对市场影响研究新进展[J]. 经济学动态, 2013, 54(4): 129-136.
Liao Dan, Lu Rong. The impact of high frequency trading on financial markets: A survey[J]. Economic Perspectives, 2013, 54(4): 129-136. (in Chinese)
- [21]邵新建,贾中正,赵映雪,等. 借壳上市、内幕交易与股价异动——基于 ST 类公司的研究[J]. 金融研究, 2014, 57(5): 126-142.
Shao Xinjian, Jia Zhongzheng, Zhao Yingxue, et al. Reverse merger, insider trading and abnormal market reaction: Evidence from ST listed companies in China[J]. Journal of Financial Research, 2014, 57(5): 126-142. (in Chinese)
- [22]蔡宁. 信息优势、择时行为与大股东内幕交易[J]. 金融研究, 2012, 55(5): 179-192.
Cai Ning. Information advantage, timing and insider trading[J]. Journal of Financial Research, 2012, 55(5): 179-192. (in Chinese)
- [23]邓淑芳,陈晓,姚正春. 终极所有权、层级结构与信息泄露——来自控制权转让市场的经验证据[J]. 管理世界, 2007, 23(3): 122-129.
Deng Shufang, Chen Xiao, Yao Zhengchun. Ultimate ownership, corporate tiers and information disclosure[J]. Management World, 2007, 23(3): 122-129. (in Chinese)
- [24]赵西亮,邹海峰. 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[J]. 经济管理, 2010, 32(9): 139-146.
Zhao Xiliang, Zou Haifeng. Can probability of informed trading measure onformation risk?: On the change of information asymmetry among M&A announcement[J]. Business Management Journal, 2010, 32(9): 139-146. (in Chinese)
- [25]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)
- [26]Hong H, Lim T, Stein J C. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies[J]. Journal of Finance, 2000, 55(1): 265-295.
- [27]Jiang G H, Lee C M C, Zhang Y. Information uncertainty and expected returns[J]. Review of Accounting Studies, 2005, 10(2-3): 185-221.

- [28]张 峥,李怡宗,张玉龙,等. 中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析[J]. 经济学(季刊),2013,13(1):233-262.
Zhang Zheng, Li Yizong, Zhang Yulong, et al. A test on indirect spuidity measures in China stock market: An empirical analysis of the direct and indirect measures of bid-ask spread[J]. China Economic Quarterly, 2013, 13(1): 233-262. (in Chinese)
- [29]陈国进,张贻军. 异质信念、卖空限制与我国股市暴跌现象研究[J]. 金融研究,2009,52(4):80-91.
Chen Guojin, Zhang Yijun. Short sales restriction, heterogeneous beliefs and stock price crash in China[J]. Journal of Financial Research, 2009, 52(4): 80-91. (in Chinese)
- [30]Fama E F, French K R. The cross section of expected stock returns[J]. Journal of Finance, 1992, 47(2): 427-465.
- [31]Miller M H, Scholes M S. Dividends and taxes: Some empirical evidence[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(6): 1118-1141.
- [32]Datar V T, Naik N Y, Radcliffe R. Spuidity and stock returns: An alternative test[J]. Journal of Financial Markets, 1998, 1(1): 203-219.
- [33]Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Market spuidity and trading activity[J]. Journal of Finance, 2001, 56(2): 501-530.
- [34]Keown J A, John M P. Merger announcements and insider trading activity: An empirical investigation[J]. Journal of Finance, 1981, 36(4): 855-869.
- [35]Bris A. Do insider trading laws work[J]. European Financial Management, 2005, 11(3): 267-312.

Informed trading information uncertainty and stock risk premium

CHEN Guo-jin^{1 2}, ZHANG Run-ze³, XIE Pei-lin^{1 2*}, ZHAO Xiang-qin¹

1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. Post-Doctoral Research Center, Guosen Securities Co. Ltd, Shenzhen 518001, China

Abstract: This paper investigates the volume-synchronized probability of informed trading (*VPIN*) for the stocks listed in CSI 300 index. Using *VPIN* as a proxy of information asymmetry, we examine the risk premia of information asymmetry and the relation between information asymmetry and information uncertainty. Our empirical results show that: (1) An increases in *VPIN* results in a larger bid-ask spread and liquidity risk, leading to a pounced risk premia in both cross-sectional and time series analyses. (2) *VPIN* dominates the factor of information uncertainty in explaining the excessive return, while information uncertainty also generates co-directional effects on *VPIN*. (3) *VPIN* remains significant after we control information uncertainty, size, momentum factors. Meanwhile, Fama-Macbeth analysis shows that the *VPIN* has no endogenous problem with traditional risk factors and is orthogonal to them. (4) Unusual risk premia and trading volumes which occur before companies' major announcements can be captured by the synchronized abnormal *VPIN*.

Key words: informed trading; information uncertainty; risk premium; major announcement