

# 基于PIN值的信息不对称对沪市流动性及波动性的影响研究

张 普, 邹 鑫

**摘 要:** PIN值即知情交易概率,是衡量股票市场信息不对称水平的有效指标,指知情交易笔数占交易总笔数的比重。基于2015—2017年沪市A股交易数据,分别以换手率和收益率波动率作为个股流动性和波动性的代理变量,运用面板数据分析方法,检验知情交易概率与股票流动性、波动性之间的关系,研究信息不对称对我国股票市场的影响。控制部分财务指标后,实证结果显示:知情交易概率与流动性呈显著负相关,与波动性呈显著正相关。这一结论说明市场知情交易概率的升高会对股票市场产生负面影响。

**关键词:** 信息不对称;知情交易概率;换手率;波动率;面板数据回归模型

**作者简介:** 张普,管理学博士,常州大学商学院副教授、硕士研究生导师;邹鑫,常州大学商学院硕士研究生。

**基金项目:** 国家哲学社会科学基金一般项目“意外冲击、异质信念与中国股票市场波动性价值研究”(14BJY183)。

**中图分类号:** F832.5 **文献标志码:** A **Doi:** 10.3969/j.issn.2095-042X.2019.04.008

根据投资者对股票市场的信息掌握程度,可以将股票交易者分为知情型和不知情。知情交易者指的是指能全面准确地掌握市场信息,且具有较强的金融信息分析能力的投资者,典型的如证券分析师、机构投资者、内部人等;不知情交易者不了解相关尚未公开公布的价格变动信息或者影响价格因素的变动信息,其交易行为主要源于自身的流动性需求<sup>[1]</sup>。

信息不对称不仅导致了不知情交易者在市场博弈中力不从心,而且导致众多知情交易者为了利益铤而走险。多年来,世界各国监管部门始终把内幕交易行为列为重点关注和打击对象。信息不对称水平对市场微观结构的影响也始终是学界关注的重点领域之一。随着近些年高频数据使用的不断完善,采用高频交易数据实时地估计知情交易概率,可以从定量的角度研究知情交易对股票市场总体变化的影响。

不同于前人普遍关注信息不对称对股票流动性的影响,关注股票的价差、活跃度、收益率等特征与知情交易概率之间的关系,本文同时对股票交易的流动性、波动性特征与知情交易概率之间的关系进行研究,多角度地分析信息不对称对市场微观结构的影响。对于我国尚不成熟的证券市场而言,这一问题的研究显然有利于进一步完善市场监管,提高监管效率,并促进上市公司治理结构的全面优化。

## 一、文献回顾

### (一) 知情交易概率的研究

最早研究对知情交易的度量一般采用买卖价差、成交量等间接指标,但是这些指标无法对知情交易做出准确度量。直到 1996 年,David H Easley 等<sup>[2]</sup>提出 EKOP 模型,设立知情交易概率 PIN 值作为对知情交易进行度量的直接指标。EKOP 模型的提出突破了信息不对称研究的瓶颈,在股票市场信息不对称研究领域具有巨大意义和价值,其后出现的信息不对称度量模型多数是在 EKOP 模型的基础上进行改进和演化的。

关于知情交易概率的研究方向主要包括以下几个方面:一是关注公司股票的某些特征和知情交易概率之间的关系。彭益等<sup>[3]</sup>基于过往研究,对股价信息含量和知情交易概率之间的关系进行了研究,发现两者表现为正相关关系。韩立岩等<sup>[4]</sup>基于 EKOP 模型研究沪市股票知情交易概率的特征,同时检验了知情交易概率的风险定价水平。二是关注知情交易和公司特征之间的关系。雷志威等<sup>[5]</sup>通过研究高管持股比例和知情交易概率的关系,发现信息不对称与中国上市公司现金持有价值呈显著负相关。王宪振<sup>[6]</sup>利用知情交易概率来衡量交易市场的信息不对称性,通过实证检验审计师声誉与信息不对称的关系,揭示审计师声誉对于投资者的信息价值。三是关注金融市场中知情交易概率的应用。安实等<sup>[7]</sup>在传统 Ekop 模型基础上构建了适合指令驱动市场的信息模型,考察了知情交易概率在指令驱动市场的应用情况。杜晓芬<sup>[8]</sup>通过选取不同的时段变量、事件变量和财务指标变量,对知情交易概率在内幕交易监管中的应用进行了研究。尹康<sup>[9]</sup>参考 EM 算法重新设计 EKOP 模型,得出在 EM 算法的基础上形成的知情交易概率估计值。

### (二) 信息不对称与股票市场流动性的关系

Robert M. Bushman 等<sup>[10]</sup>基于信息传递理论,认为提升信息披露水平能够缓解市场上信息不足的症状,扭转交易双方的信息不对称的局面,加快资本市场的流通速度。蔡传里等<sup>[11]</sup>研究发现,企业信息的公开度、透明度对股票流动性起一定作用,透明度越高,股票价格更趋向于稳定,流动性越理想。王冰等<sup>[12]</sup>研究发现,企业运用微信等新兴方式披露公告数据的做法,控制了信息不对称水平,对于提升换手率等流动性指标具有积极作用。

### (三) 信息不对称与股票市场波动性的关系

Nathanicel C. Nwezeaku 等<sup>[13]</sup>研究了尼日利亚金融体系中股市波动与信息不对称之间的关系,结果发现,信息不对称增加了市场的波动性。陈洁等<sup>[14]</sup>基于 EKOP 以及面板数据回归模型,对 2008 年股市暴跌与知情交易概率之间的关系进行探究,研究结果发现暴跌的概率与知情交易者占比呈显著负相关关系。

## 二、研究设计

### (一) 样本及数据来源

样本数据来源于 2015 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日期间的上证 180 指数。其中,高频交易数据、日频率数据以及财务指标分别来源于大智慧 L2 行情数据库、CSMAR 数据库。样本筛

选规则如下:第一,剔除2015—2017年调进与调出的股票,构成平衡面板数据。第二,剔除金融类上市公司。第三,剔除两年中任一季度未满30个交易日的股票。第四,剔除缺失财务数据的股票。经过筛选,共获得50只股票作为有效研究样本。为了与上市公司季报的时间相匹配,获得相应的财务数据,选取了季度作为研究时间单位。一个季度的时间相对较短,可以近似认为模型参数和知情交易概率在这个时间段中不发生变化,因此,数据稳定性较好。

## (二) 知情交易概率的度量

沿用David U Easley等<sup>[2]</sup>的假设,EKOP模型中有知情和不知情两种类型的交易者,前者掌握真实信息与价格变化,后者未掌握相关信息,交易行为完全出于流动需求。设定某个交易日,不知情交易者买入行为和卖出行为均服从泊松分布,参数分别为 $l_b$ 、 $l_s$ ;不同于不知情交易者的流动需求,知情交易者的买入和卖出行为依赖在自身掌握的信息的基础上进行的利空和利好判断,且知情交易者买入行为和卖出行为也服从泊松分布,期望值为 $m$ 。

参考安实等<sup>[7]</sup>的研究,假设资产价格事件信息发生概率为 $a$ ,该事件对应的利空概率为 $b$ ,利好概率是 $1-b$ ,则:无信息事件发生时,交易总笔数为 $(1-a)(l_b+l_s)$ ,其中知情交易为0;有利好的信息发生时,交易总笔数为 $a(1-b)(l_b+l_s+m)$ ,其中知情交易为 $a(1-b)m$ ;有利空的信息发生时,交易总笔数为 $ab(l_b+l_s+m)$ ,其中知情交易为 $abm$ 。无信息事件、有利好信息事件以及利空信息事件三者互不相容,并存在于同一个事件组,所以单个交易日 $t$ 内交易的总笔数为 $(1-a)(l_b+l_s)+a(1-b)(l_b+l_s+m)+ab(l_b+l_s+m)=l_b+l_s+am$ 。根据知情交易率PIN的定义,PIN值表达式为

$$pin = \frac{am}{l_b + l_s + am} \quad (1)$$

## (三) 股票波动率指标的计算

以股票的季度价格波动作为股票波动率的代理变量,这里用股票每一季度日收益率的标准差表示<sup>[15]</sup>,则收益率计算公式为 $r_t = [\ln P_t - \ln P_{t-1}] \times 100$ 。

## (四) 面板数据回归模型

基于PIN值和股票价格波动率的测算结果,进一步探究PIN值和换手率、PIN值和股票价格波动之间的关系。

以股票换手率作为流动性的代理变量(被解释变量),参考国内外现有文献<sup>[16]</sup>,建立模型1:

$$Turnover_{it} = b_0 + b_1 pin_{it} + \sum_{j=1}^6 (d_j Control_{ij}) + e_{it} \quad (2)$$

式中, $Turnover_{it}$  ( $i=1, 2, 3, \dots, 50; t=1, 2, 3, \dots, 12$ ) 为个股 $i$ 在季度 $t$ 的换手率, $Control_{ij}$  ( $j=1, 2, 3, \dots, 6$ ) 分别代表资产负债率、市盈率、资产流动性、托宾Q值、公司规模、账面市值比。 $b_1$ 、 $d_j$  ( $j=1, 2, 3, \dots, 6$ ) 分别为上述各影响因子对换手率的影响系数, $e_{it}$ 为截距项。

以股票波动率作为被解释变量,建立模型2:

$$Vol_{it} = b_0 + b_1 pin_{it} + \sum_{j=1}^6 (d_j Control_{ij}) + e_{it} \quad (3)$$

式中, $Vol_{it}$  ( $i=1, 2, 3, \dots, 50; t=1, 2, 3, \dots, 12$ ) 为个股 $i$ 在季度 $t$ 的波动率水平。

三、实证结果分析

(一) 研究变量的描述性统计

相关变量的描述性统计结果见表 1。*vol* 均值为 5.059 9,说明在我国股票市场上,股价波动现象比较普遍,股票市场波动性很大。*pin* 均值为 0.396 6,说明在委托单交易总量中,知情交易占有较高比重,信息不对称情况严重。

表 1 变量描述性统计结果

变量	观察值数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>vol</i>	600	5.059 9	1.069 0	0.309 1	8.128 0
<i>pin</i>	600	0.396 6	0.173 0	0.101 0	0.999 6
<i>debt</i>	600	0.385 2	0.183 6	0.000 1	0.875 9
<i>pe</i>	600	3.278 5	1.093 7	1.016 3	7.386 2
<i>liquid</i>	600	0.047 0	0.201 6	−0.847 2	2.257 9
<i>tobin</i>	600	1.529 6	1.859 3	0.134 5	21.721 8
<i>scale</i>	600	17.920 6	1.018 9	15.018 9	21.364 8
<i>pa</i>	600	1.474 5	1.361 6	0.046 0	7.434 6
<i>turnover</i>	600	0.317 9	0.384 2	0.002 0	3.625 7

(二) 面板数据单位根检验

为了验证数据序列是否平稳,避免伪回归,选择 LLC 检验和 Fisher 检验对所采集的样本数据进行平稳性验证,结果见表 2。在两种检验中,各变量均能在 1%的显著性水平下拒绝变量存在一个单位根的原假设,即样本数据为平稳序列。

表 2 变量的单位根检验结果

检验方法	置信水平	<i>vol</i>	<i>pin</i>	<i>debt</i>	<i>pe</i>	<i>liquid</i>	<i>tobin</i>	<i>scale</i>	<i>pa</i>
LLC 检验	<i>t</i>	−18.310	−12.985	−9.680	−13.220	−10.921	−18.139	−2.613	−5.844
	<i>P</i>	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
Fisher 检验	<i>t</i>	−15.789	−10.074	−3.675	−1.295	−6.829	−5.735	−7.451	−3.397
	<i>P</i>	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

(三) 面板回归模型选择

通过 F 检验来对比混合 OLS 模型和固定效应模型的优劣,通过 LM 检验来对比随机效应模型与混合 OLS 模型的优劣,通过 Hausman 检验来对比随机效应模型和固定效应模型的优劣,结果见表 3。模型 1 中的被解释变量换手率,主要解释变量为知情交易概率 PIN 值。*F* 检验值为 7.91,检验得到的 *P* 值为 0.000 0,在 1%的水

表 3 面板数据回归模型的选择检验

检验方法	模型 1	模型 2
F 检验	7.91 <sup>1)</sup>	7.86 <sup>1)</sup>
LM 检验	222.55 <sup>1)</sup>	153.44 <sup>1)</sup>
Hausman 检验	53.188 <sup>1)</sup>	7.82
个体效应的形式	固定效应	随机效应

注:<sup>1)</sup>表示在 1%水平下显著。

平上显著。这表明与混合 OLS 模型相比较固定效应模型更优。*LM* 检验值为 222.55，检验得到的 *P* 值为 0.000 0，在 1% 的水平上显著，这就证明了与混合 OLS 模型相比。较随机效应模型更优。最后通过 Hausman 检验来进行随机效应模型和固定效应模型之间的优劣对比，Hausman 检验值为 53.188，检验得到的 *P* 值为 0.000 0，在 1% 的水平上显著，由此证明了与随机效应模型相比较，固定效应模型更优，所以选择最优的固定效应模型，估计计算方法采用最小二乘法；同理，可推出模型 2 选择最优的随机效应模型，估计计算方法仍采用最小二乘法。

（四）回归结果与分析

采用固定效应模型对模型 1 样本数据进行回归，采用随机效应模型对模型 2 样本数据进行回归，部分结果见表 4。

1. 知情交易概率值

解释能力。模型 1 验证了知情交易概率对股票流动性的影响，模型 2 验证了知情交易概率对股票波动性的影响。结果显示，两个模型中，知情交易概率指标均可通过显著性检验，但显著性水平略有不同。其中，模型 1 中知情交易概率在 0.01 显著性水平下显著，模型 2 中知情交易概率指标在 0.1 的显著性水平下显著。这表明知情交易概率对股票流动性产生影响的可能性更大。

影响方向及程度。模型 1 的分析结果显示，知情交易概率指标的回归系数为负，表明知情交易概率值越大，股票流动性水平越小，二者之间存在显著的负相关关系。也可以理解为：公司知情交易概率值越低，信息透明度越高，季换手率平均值越大，流动性越高。一方面，受到逆向选择影响，知情交易者的参与会导致不知情交易者的投资损失，不知情交易者往往通过抬高交易价格来弥补损失，交易成本上升，股票流动性相应下降；另一方面，由知情交易引发的市场操纵行为，也会对市场流动性造成伤害。

模型 2 的分析结果显示，知情交易概率指标的回归系数为正，表明随着知情交易概率增大，股票波动水平会上升，二者之间存在显著的正相关关系。也可以理解为：知情交易导致市场质量下降，导致股票价格大幅度波动。一方面，信息对报酬预期产生影响，加剧交易过程的信息不对称，引起股票价格变动；另一方面，内幕交易基本都会伴随操纵股价行为。由于缺乏做空机制，内幕交易人一般通过剧烈拉抬股价来获取更多的利润，使得股价波动上升。

2. 控制变量

面板数据分析显示，以现金资产比为代理变量的资产流动性指标，在模型 1 和模型 2 中的回归系数均显著为负，这一结论表明随着公司资产流动性的变化，股票的波动程度和流动性均反向

表 4 面板数据回归结果

变量	<i>turnover</i>	<i>vol</i>
<i>pin</i>	-0.419 <sup>3)</sup>	0.481 <sup>1)</sup>
<i>debt</i>	0.582 <sup>3)</sup>	1.131 <sup>3)</sup>
<i>pe</i>	0.080 <sup>3)</sup>	-0.003
<i>liquid</i>	-0.173 <sup>1)</sup>	-0.974 <sup>3)</sup>
<i>tobin</i>	0.042 <sup>2)</sup>	-0.200 <sup>3)</sup>
<i>scale</i>	-0.025	-0.025
<i>pa</i>	-0.215 <sup>3)</sup>	-0.198 <sup>3)</sup>
常数项	0.707	5.530 <sup>3)</sup>
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.257	0.206
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.181	0.017
<i>F</i> 统计量	26.89 <sup>3)</sup>	7.86 <sup>3)</sup>
WALD 统计量	163.04 <sup>3)</sup>	153.44 <sup>3)</sup>
<i>N</i>	600	600

注：<sup>1)</sup>表示在 10% 显著性水平下显著，<sup>2)</sup>表示在 5% 显著性水平下显著，<sup>3)</sup>表示在 1% 显著性水平下显著，表 5 同。



变动。同样变化的还有账面市值比指标。账面市值比较低的公司，成长性更高，所以波动性较高，换手率也较高。而资产负债率指标在两个模型中的回归系数均显著为正，这个结论体现了高负债率公司具有较大的投资风险，但投资高风险公司有可能获得较高的收益，因为投资者会通过收集与运用信息争取超额回报。市盈率指标在模型 1 中与换手率显著正相关，而在模型 2 中与波动率的相关性并不显著。公司规模在两个模型中均不太显著，但不是说它对股价波动率和换手率没有作用，只是在此模型中影响不显著。

（五）稳健性检验

为进一步验证回归结果的可靠性，利用面板数据回归法，进行两项稳健性检验。第一，将公司规模  $\ln value$  用  $\ln asset$  替换，采用模型 3 和模型 4 进行稳健性检验；第二，去掉前 10% 和后 10% 的知情交易概率样本，采用模型 1 和模型 2 进行稳健性检验。

$$Turnover_{it} = c_0 + c_1 pin_{it} + \sum_{j=1}^6 (d_j Control_{ij}) + e_{it} \tag{4}$$

$$Vol_{it} = c_0 + c_1 pin_{it} + \sum_{j=1}^6 (d_j Control_{ij}) + e_{it} \tag{5}$$

限于篇幅，不再报告描述性统计分析结果。研究结果显示各变量均能在 1% 的显著性水平下拒绝变量存在一个单位根的原假设，即变量为平稳序列。模型选择结果为：模型 1 和模型 3 采用固定效应模型，模型 2 和模型 4 采用随机效应模型。回归结果见表 5。

表 5 稳健性检验

变量	稳健性检验 1		稳健性检验 2	
	<i>turnover</i> (1)	<i>vol</i> (1)	<i>turnover</i> (2)	<i>vol</i> (2)
<i>pin</i>	-0.389 <sup>3)</sup>	0.517 <sup>2)</sup>	-0.272 <sup>2)</sup>	0.450 <sup>1)</sup>
<i>debt</i>	1.101 <sup>3)</sup>	1.154 <sup>3)</sup>	1.018 <sup>3)</sup>	1.116 <sup>3)</sup>
<i>pe</i>	0.082 <sup>3)</sup>	0.002	0.127 <sup>3)</sup>	-0.006
<i>liquid</i>	-0.172 <sup>1)</sup>	-0.986 <sup>3)</sup>	-0.309 <sup>1)</sup>	-1.213 <sup>1)</sup>
<i>tobin</i>	0.030 <sup>2)</sup>	-0.202 <sup>3)</sup>	0.035 <sup>2)</sup>	-0.214 <sup>3)</sup>
<i>scale</i>	-0.386 <sup>3)</sup>	-0.006	0.086	-0.030
<i>pa</i>	-0.211 <sup>3)</sup>	-0.199 <sup>3)</sup>	-0.247 <sup>3)</sup>	-0.206 <sup>3)</sup>
常数项	9.450 <sup>3)</sup>	5.188 <sup>3)</sup>	-1.637	5.706 <sup>3)</sup>
$R^2$	0.735	0.303	0.101	0.681
调整后 $R^2$	0.237	0.003	0.302	0.039
$F$ 统计量	34.54 <sup>3)</sup>	7.74 <sup>3)</sup>	27.29 <sup>3)</sup>	7.25 <sup>3)</sup>
WALD 统计量	178.07 <sup>3)</sup>	153.09 <sup>3)</sup>	159.26 <sup>3)</sup>	95.66 <sup>3)</sup>
$N$	600	600	480	480

由表 5 可知，当以  $\ln asset$  替换  $\ln value$  后，公司规模指标对换手率的影响由不显著的负相关变为在 0.01 显著性水平的负相关。PIN 值指标对波动性的影响表现为更加显著的正相关，由 0.1 的显著性水平变为 0.05 的显著性水平。去掉前 10% 和后 10% 的知情交易概率的样本后，

PIN 值指标对换手率的影响依旧呈负相关,但显著性水平由 0.01 变为 0.05。资产流动性对波动性的影响仍表现为负相关,但显著性水平由 0.01 变为 0.1。此外,各控制变量的稳健性检验结果与前文亦无明显差异。

## 四、结论及建议

本文以 2015 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日间的上证 180 指数的样本股为研究对象,测算了相应的知情交易概率,在此基础上对股票流动性、波动性与知情交易概率之间的关系进行了研究。得出以下结论:

第一,EKOP 模型不同于传统的基于报价驱动机制的知情交易模型,其对信息交易概率的度量通过买卖单的不平衡性来进行衡量,提供限价指令的交易者可等效于做市商,所以 PIN 值可以用于度量中国股市的知情交易概率。

第二,知情交易概率与换手率之间存在负相关,这意味着知情交易增加,流动性降低。也可以理解为,当企业知情交易概率减小,信息透明度提升,换手率增大,流动性更高。

第三,知情交易概率与波动率之间存在正相关关系,市场波动性随着市场知情交易概率的增大而增大。可以理解为知情交易导致市场质量下降和股票价格的大幅度波动。

第四,投资者通过收集与运用高负债率公司信息争取超额回报,但这会增大波动率和换手率。

第五,账面市值比较低的公司,成长性更高,换手率也较高,波动性较高。

为实现股票市场的健康发展,应合理控制信息不对称水平,具体建议如下:

第一,加强监控技术开发,以提高监控的准确性和有效性,不断完善市场预警机制。利用 PIN 值实时监控我国股市的信息不对称水平,一旦超过关键预警值,引起市场质量变坏,要采取预备措施。

第二,支持机构投资者发展,以形成合理的技术性信息不对称水平。信息完全对称则会造成过于强势的有效市场,股票的价格完全反映股票内在价值,降低投资者投资兴趣。因而在减少因信息来源渠道差异导致的信息不对称的同时,应对机构投资者的发展给予一定支持,以提高信息处理层面的信息不对称,保证市场流动性水平适度。

第三,强化内幕交易的处罚措施。我国对内幕交易行为的处罚力度比较轻,主要采取没收违法所得和罚款的方式。正是由于我国股票操纵的违法成本较低,知情交易者所获取的异常收益超过违法成本,所以私有信息知情人往往会铤而走险,导致内幕交易的蔓延。因此,相关部门应加大惩处力度,增强威慑力,以控制内幕交易的发生。

第四,加强投资者教育,引导投资者理性投资。投资者应该从风险投资回归到价值投资,更多地关注公司本身的价值和成长性,面对高风险、高负债率的企业要慎重投资。

### 参考文献:

- [1] 张德容,余攀.投资者情绪与沪深 300 指数波动的关系研究[J].湖南工业大学学报(社会科学版),2018,23(6):33-39.
- [2] EASLEY D, KIEFER N M, O'HARA M. Cream-skimming or profit-sharing? the curious role of purchased order flow [J]. The journal of finance, 1996, 51(3): 811-833.

- [3] 彭益, 刘自城. 基于面板数据的我国知情交易与股价信息含量研究 [J]. 财经理论与实践, 2012, 33 (2): 43-47.
- [4] 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.
- [5] 雷志威, 孙海刚. 信息不对称、公司治理与现金持有价值: 基于知情交易概率的非平稳面板数据 [J]. 金融理论与实践, 2011 (10): 7-10.
- [6] 王宪振. 审计师声誉能降低信息不对称吗? 基于市场微观结构理论的实证分析 [J]. 财会通讯, 2014 (36): 16-19.
- [7] 安实, 张少军, 高文涛. 指令驱动市场股票信息性交易概率的实证研究 [J]. 系统工程, 2007, 25 (10): 11-15.
- [8] 杜晓芬. 知情交易概率测算在内幕交易监管中的应用 [J]. 上海金融学院学报, 2013 (1): 33-40.
- [9] 尹康. 基于 EM 算法的知情交易概率估计 [J]. 统计与信息论坛, 2018, 33 (2): 73-79.
- [10] BUSHMAN R M, SMITH A J. Financial accounting information and corporate governance [J]. Journal of accounting and economics, 2001, 32 (1/2/3): 237-333.
- [11] 蔡传里, 许家林. 上市公司信息透明度对股票流动性的影响: 来自深市上市公司 2004—2006 年的经验证据 [J]. 经济与管理研究, 2010, 31 (8): 88-96.
- [12] 王冰, 潘琰. 新媒体披露对流动性的影响: 来自微信的证据 [J]. 华东经济管理, 2017, 31 (10): 143-150.
- [13] NWEZEAKU N N C, KPARAC G. Stock market volatility and information asymmetry: lessons from nigeria [J]. Interdisciplinary journal of contemporary research in business, 2010, 2 (1): 67-79.
- [14] 陈洁, 巴曙松. 非知情交易者比例与股市暴跌之间的关系: 基于中国 A 股面板数据的实证研究 [J]. 云南财经大学学报, 2014, 30 (5): 101-105.
- [15] 彭志胜, 宋福铁. 分红政策与股票收益波动的关系 [J]. 系统工程, 2014, 32 (7): 34-42.
- [16] 陆超. 股票流动性与公司投资: 来自中国股市的证据 [J]. 北京交通大学学报 (社会科学版), 2015, 14 (3): 45-52.

## On the Impacts of Information Asymmetry on Shanghai Stock Market's Liquidity and Volatility Based on PIN Value

Zhang Pu, Zou Xin

**Abstract:** PIN value, also known as the probability of informed trading, is an effective index to measure the level of information asymmetry in the stock market. It refers to the proportion of the number of informed transactions to the total number of informed and uninformed transactions. Based on the A-share trading data of Shanghai Stock Exchange from 2015 to 2017, taking turnover rate and rate of return and volatility as the proxy variables of individual stock's liquidity and volatility, by the use of panel data analysis method, it examines the relationship between informed trading probability and stock liquidity and volatility, and studies the impacts of information asymmetry on China's stock market. After controlling some financial indicators, the empirical results show that the probability of informed trading is significantly negatively correlated with liquidity and significantly positively correlated with volatility, indicating that the increase of the probability of informed trading will exert negative impacts on the stock market.

**Keywords:** information asymmetry; informed trading probability; turnover rate; volatility; panel data regression model

(收稿日期: 2019-04-17; 责任编辑: 沈秀)