

# MRR模型高估信息风险的理论分析与实证检验<sup>①</sup>

张强<sup>1</sup>, 刘善存<sup>2</sup>, 邱菀华<sup>2</sup>

(1. 北京化工大学经济管理学院, 北京 100029; 2. 北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191)

**摘要:** 将向量自回归模型(VAR)中交易方向的预期格式应用于 Madhavan 等的 MRR 模型, 从而构建一个能精确估计信息风险的模型——VAR-MRR 模型. 理论上 MRR 模型对交易的预期仅以一笔交易方向为信息预测下一笔交易, 没有充分利用以往交易信息; 而 VAR-MRR 模型充分利用以往交易信息, 使得信息风险的度量更精确. 选取 2004 年上证 50 做样本, 发现并验证 MRR 模型不仅高估信息风险, 且丢失的信息使其在准确度上偏差较大. 进一步发现, 在我国上证市场, 流动成本占交易成本的主要部分, 信息风险与流动成本的日内模式均表现为 U 型.

**关键词:** 向量自回归模型(VAR); 知情交易; 信息风险; 流动成本

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2015)01-0062-11

## 0 引言

信息风险的度量是金融市场微观结构的一个重要主题, 准确的度量证券的信息风险对风险管理、市场绩效及资产定价有着重要的意义. Biais 等<sup>[1]</sup>研究表明, 非对称信息会降低市场的总体福利. Easley 等<sup>[2]</sup>研究发现非对称信息之所以能够定价是因为高的知情交易概率必须得到高的收益回报.

Copeland 等<sup>[3]</sup>正式地引入信息风险的概念, 给出信息风险的一种度量. Easley 等<sup>[4]</sup>依据买卖不平衡给出了知情交易概率(PIN)的定义, 实证发现知情交易概率同价差显著正相关, 该模型被称为 EKOP 模型. 之后知情交易 PIN 成为度量股票信息风险的主要方式, 在实证研究中得到广泛应用, 如 Brown 等<sup>[5]</sup>, Heidle 等<sup>[6]</sup>和 Grammig 等<sup>[7]</sup>. 然而 PIN 作为一种信息风险的度量方式是否真实的反映了市场中的知情交易比例? Aktas 等<sup>[8]</sup>通过事件分析法对信息披露前后进行检验, 结果得出 PIN 与实际相矛盾的结果. Duarte 等<sup>[9]</sup>发现 EKOP 模型中买卖交易笔数满足负相关, 而

实证数据显著正相关, 从而对原始的 PIN 产生质疑, 并指出原始的 PIN 同时包含流动性指标, 该文同时给出改进的模型, 将流动指标分离出来, 从而得到改进后的知情交易概率及流动指标. Wei 等<sup>[10]</sup>从优化的角度对 PIN 的估计进行了改进.

另外一种信息风险的度量方法由 Madhavan 等<sup>[11]</sup>给出并得到广泛应用, 如 Ahn 等<sup>[12]</sup>, Green<sup>[13]</sup>及 Angelidis 等<sup>[14]</sup>. 该模型被称为 MRR 模型. MRR 模型将交易中的信息风险因素同流动性因素分离, 使得模型同时估计出股票的信息风险及流动成本.

我国有关信息风险度量的研究起步较晚, 并且主要针对 PIN 展开. 何诚颖等<sup>[15]</sup>基于 Glosten 等<sup>[16]</sup>和 De Jong 等<sup>[17]</sup>价差分解的方法以我国上证 180 为样本进行了实证检验. 杨之曙等<sup>[18]</sup>将 EKOP 模型应用于我国证券市场. 韩立岩等<sup>[19]</sup>应用上证数据, 分析了 PIN 与收益的关系. 郑振龙等<sup>[20]</sup>用 Duarte 等<sup>[9]</sup>模型对我国数据进行实证研究. 李广川等<sup>[21]</sup>, 徐敏等<sup>[22]</sup>也对知情交易概率进行了相关研究. 聂晓军等<sup>[23]</sup>利用 PIN 分析了信息

<sup>①</sup> 收稿日期: 2011-10-08; 修订日期: 2012-08-07.

基金项目: 中央高校基金资助项目(ZZ1319); 国家自然科学基金资助项目(71371024; 71371023).

作者简介: 张强(1976—), 男, 满族, 辽宁本溪人, 博士, 讲师. Email: jq\_zhq@buaa.edu.cn

效率. 然而从 MRR 模型角度针对信息风险研究的相关文献较少.

Madhavan 等<sup>[11]</sup> 基于价差分解, 给出一个度量并分离信息风险及流动性成本的模型 (MRR), 该模型认为股票价格的变化源于市场流动性需求、价格离散及公共信息融入几个因素, 同时给出了信息风险指标及流动成本的日内模式. 然而该模型对于信息风险的度量主要建立在交易方向一期自回归的基础之上, 即对未来交易方向的不可知性仅利用当前交易方向作为信息集, 这种利用马尔科夫性的一期信息在相关实证研究中会有信息损失. 如 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 在扩展 Hasbrouck<sup>[25]</sup> 的 VAR 模型时, 通过脉冲响应函数检验信息融入市场的速度时, 发现一笔交易的信息需要大约 20 期才能完全融入市场. 该研究表明利用交易马尔科夫性将丢失较多的信息, 同时建议延迟五期可以充分捕捉交易信息, 并给出相应的线性格式. 本研究正是建立在 VAR 模型多期对未来交易不可知性预期格式的基础上, 改进 MRR 模型. 正如 Duarte 等<sup>[9]</sup> 对 EKOP 模型的质疑, 本文对 MRR 模型中未来一笔交易的预期表达式提出质疑, 取而代之的是 VAR 模型中对未来一笔交易的预期表达式, 提出 VAR-MRR 模型. 模型部分将给出详细的解释.

选取 2004 年上证 50 成分股第三季度数据作为样本. 研究发现, MRR 模型高估信息风险值. 同时基于微观市场信息风险与收益波动正相关关系这一常识, 以几组收益波动 (收益基于 MA(1), ARMA(1, 1) 余项的方差, 原始收益方差以及收益的已实现波动率) 作为风险评判标准, 验证了 VAR-MRR 模型在度量信息风险值准确度上相对于 MRR 模型有较大的提高. 理论分析与实证检验结果均表明, MRR 模型不仅在信息风险指标准确性上存在较大偏差, 而且高估了信息风险指标值, 从而导致可能的信息误判, 而 VAR-MRR 模型在信息风险指标估计上较 MRR 模型有显著提高. 同时发现我国上证信息风险指标与流动成本存在显著的日内效应, 均表现为 U 型.

## 1 模型介绍

本文研究思路是将 VAR 模型中对未来一笔

交易的预期格式引入 MRR 模型中去, 从而估计股票的信息风险及流动成本. 因而首先简要介绍 MRR 模型及 VAR 模型, 然后给出 VAR-MRR 模型, 并对两个模型做详细分析比较.

### 1.1 MRR 模型

Madhavan 等<sup>[11]</sup> 模型中假设资产价值为  $\mu_i$ , 并且该资产价值变化过程满足下式

$$\mu_i = \mu_{i-1} + \theta(x_i - E[x_i | x_{i-1}]) + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $x_i$  表示买卖发起方向, 即如果第  $i$  笔交易是买方发起的, 则  $x_i = 1$ ; 如果第  $i$  笔交易是卖方发起的, 则  $x_i = -1$ . 其中  $\theta$  是待估计的参数, MRR 模型中  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  用来定量表示下一笔交易的不可预期值, 从而  $\theta$  用来度量信息不对称程度, 即信息风险指标值.  $\varepsilon_i$  表示基于公共信息的白噪声. 在此基础上, 交易价格的表达式为

$$p_i = \mu_i + \phi x_i + \xi_i \quad (2)$$

其中  $\phi$  用来度量流动成本且  $\phi \geq 0$ .  $\xi_i$  是均值为零的独立同分布的随机变量, 用来表示价格离散、交易时间离散所引起的误差. 综合式 (1)、(2) 并考虑交易方向一期自相关关系, 即 MRR 模型中令  $E[x_i | x_{i-1}] = \rho x_{i-1}$ , 得到

$$p_i - p_{i-1} = (\phi + \theta)x_i - (\phi + \rho\theta)x_{i-1} + \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (3)$$

式 (3) 给出了交易价格受流动性、信息及价格离散等市场摩擦共同影响下的随机表达式.

### 1.2 VAR 模型

VAR (向量自回归) 模型表达式为

$$\Delta p_i = \sum_{j=1}^{\infty} a_j \Delta p_{i-j} + \sum_{j=1}^{\infty} b_j x_{i-j} + v_{1i} \quad (4)$$

$$x_i = \sum_{j=1}^{\infty} c_j \Delta p_{i-j} + \sum_{j=1}^{\infty} d_j x_{i-j} + v_{2i} \quad (5)$$

VAR 模型给出了价格变化及交易方向的自回归格式, 其中  $\Delta p_i = p_i - p_{i-1}$ . 式 (4) 表示价格变化回归方程, 其中  $v_{1i}$  表示基于以往信息对价格变化不可预期量. 式 (5) 表示交易变化回归方程, 其中  $v_{2i}$  表示基于以往信息对交易不可预期量. Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 指出交易与价格变化的延迟期数取到第五期便可以充分度量以上自回归关系, 同时当期交易会影晌当期价格的变化, 而当期的价格变化不再影响当期的交易方向, 从而给出下式关系

$$\Delta p_i = \sum_{j=1}^5 a_j \Delta p_{i-j} + \sum_{j=0}^5 b_j x_{i-j} + v_{1i} \quad (6)$$

$$x_i = \sum_{j=1}^5 c_j \Delta p_{i-j} + \sum_{j=1}^5 d_j x_{i-j} + v_{2i} \quad (7)$$

由文献 [25] 可知, VAR 模型估计参数时, 最小二乘法与极大似然估计法是渐进等价的, 二维向量自回归 (VAR) 模型可以通过最小二乘法 (OLS) 直接估计.

### 1.3 VAR-MRR 模型

在 MRR 模型中  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  用来表示下一笔交易不可预期的量值, 而通常基于以往信息对随机变量预期的表达式为  $(x_i - E[x_i | \Omega_{i-1}])$ , 其中  $\Omega_{i-1}$  代表截止到第  $i$  笔交易前的所有信息构成的集合. 显然 MRR 模型仅利用了当前一笔交易作为条件变量. Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 通过脉冲响应函数检验信息融入市场的速度, 发现一笔交易的信息需要大约 20 期才能完全融入市场. Zhang<sup>[26]</sup> 利用 VAR 模型以我国上证数据为样本, 分析一笔交易中的信息含量, 获得与 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 相同的结果. 因而 MRR 模型没有充分考虑以往信息对当前交易的影响, 从而可能存在偏差较大, 下文将给出具体验证. 本文在 MRR 模型假设基础上, 将式 (1) 改进为

$$\mu_i = \mu_{i-1} + \theta(x_i - E[x_i | \Omega_{i-1}]) + \varepsilon_i \quad (8)$$

式 (8) 与式 (1) 比较, 能充分利用以往信息从而更准确的度量新一笔交易的不可预知量值. 此时交易价格的随机表达式有如下形式

$$p_i - p_{i-1} = \theta(x_i - E[x_i | \Omega_{i-1}]) + \phi(x_i - x_{i-1}) + \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (9)$$

当选取  $(x_i - E[x_i | \Omega_{i-1}])$  为式 (7) 的结构式, 记为 VAR-MRR 模型. 此时有

$$p_i - p_{i-1} = \theta(x_i - \sum_{j=1}^5 c_j \Delta p_{i-j} + \sum_{j=1}^5 d_j x_{i-j}) + \phi(x_i - x_{i-1}) + \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (10)$$

对于表达式 (9), 由金融时间序列知识可知, 未知交易的预期可以有更丰富的表达结构, 本文仅以线性结构为例, 对信息风险及流动成本指标进行度量. 在 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 与 Zhang<sup>[26]</sup> 的研究中均表明延迟 5 期的交易及价格变化可以充分的记录信息融入的过程.

### 1.4 VAR-MRR 模型与 MRR 模型比较

根据 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 一文的信息含量的定义, 交易中不可预期的那部分为交易中的信息含量, 即实际交易与预期交易的差. MRR 模型估计信息风险建立在  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  的基础上, 实际中 Madhavan 等<sup>[11]</sup> 利用交易一期自相关系数来估计信息风险, 即取  $E[x_i | x_{i-1}] = \rho x_{i-1}$ , 通过当前一笔交易乘与一期交易自相关系数来预判未来交易方向. 直观可知, 当连续两笔交易相同时, 且  $\rho > 0$ , 则  $E[x_i | x_{i-1}] = \rho x_{i-1}$  对  $x_i$  方向预期较准确, 或者  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  的绝对值较小, 并且  $\rho$  越大, 对  $x_i$  方向预期越准确, 如果  $\rho = 1$ , 则准确估计当期交易; 而如果  $\rho = -1$ , 则估计偏差达到最大; 而当连续两笔交易不同时, 且  $\rho > 0$ , 则  $E[x_i | x_{i-1}] = \rho x_{i-1}$  对  $x_i$  方向预期偏差较大, 此时  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  的绝对值较大, 并且  $\rho$  越大, 对  $x_i$  方向预期偏差越大. 实际估计中, 不论是采用广义矩估计或者极大似然估计,  $\rho$  的取值在样本段内固定不变, 在本文实证研究中, 其取值范围在 0.0929 与 0.2552 之间. 这时若以  $\rho = 0.2$  为例, 正偏差在 0.8 与 1.2 间变化, 而负偏差在 -1.2 与 -0.8 间变化; 而如果以  $\rho = 0.1$  为例, 正偏差在 0.9 与 1.1 间变化, 而负偏差在 -1.1 与 -0.9 间变化. 由此可知, 当交易相关系数  $\rho$  增大时, 最大偏差随之增大, 而这种预期不到的偏差 (信息含量) 在 Hasbrouck<sup>[25]</sup> 及 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 研究中被看成构成信息风险的主要因素. 可知, 当相关系数  $\rho$  较大时, 模型会得到交易中的信息含量越大的结论, 即未来一笔交易不可预期的成分越大, 从而信息风险较高, 即可能高估信息风险.

MRR 模型在理论上存在两个问题: 一是交易预期建立在一期自相关系数  $\rho$  基础上. 基于 Parlour<sup>[27]</sup> 研究可知, 当市场中不存在知情交易时, 交易间仍存在一期自相关现象, 而这种自相关主要来源于市场流动性的影响, 从而导致  $\rho$  值较大的原因并非完全来源于信息因素; 二是交易预期没有充分考虑以往交易所含带的信息, 从而可能导致  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  的绝对值偏差较大, 以至于高估了信息风险的值. 而 VAR-MRR 模型在以上两个方面做了改进, 首先在结构上不仅考虑

了交易的前期影响,同时考虑了价格变化的前期影响,即在  $(x_i - E[x_i | x_{i-1}])$  的形式上扩展为  $(x_i - E[x_i | \Omega_{i-1}])$ ,该形式遵循客观信息融入的速度及进程,更充分的利用了以往的信息,在具体形式上本文采用 Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup> 实证经验模型中的线性结构.直观可知,这种向量自回归形式平滑了每笔交易的偏差,从而更有效的度量高频交易中的信息风险.

## 2 模型估计

本文参数估计采用两阶段法,首先针对 VAR 模型(式(6)、(7))进行估计,计算出  $v_{2j}$  的值,然后将其代入(式(10))从而有

$$p_i - p_{i-1} = \theta v_{2j} + \phi(x_i - x_{i-1}) + \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (11)$$

对于式(11)采用 GMM(广义矩估计)方法,令

$$u_i = p_i - p_{i-1} - \theta v_{2j} - \phi(x_i - x_{i-1}) = \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (12)$$

由于  $\varepsilon_i$  与  $\xi_i$  是相互独立的随机变量,并且均值为零,因而有如下矩条件

$$E \begin{pmatrix} u_i \\ u_i x_i \\ u_i x_{i-1} \end{pmatrix} = 0 \quad (13)$$

在进一步估计上证市场信息风险及流动成本的日内效应中,引入哑变量  $D_{kj}$   $k = 1, 2, 3, 4$ .考虑对下式的估计

$$u_i = p_i - p_{i-1} - \sum_{k=1}^4 \theta_k D_{kj} v_{2j} - \sum_{k=1}^4 \phi_k D_{kj} (x_i - x_{i-1}) \\ = \varepsilon_i + \xi_i - \xi_{i-1} \quad (14)$$

其中矩条件为

$$E \begin{pmatrix} u_i \\ u_i x_i D_{kj} \\ u_i x_{i-1} D_{kj} \end{pmatrix} = 0 \quad (15)$$

$k = 1, 2, 3, 4$ .式(14)中待估计参数共 8 个,分别是  $\theta_k, \phi_k$   $k = 1, 2, 3, 4$ .式(15)的矩条件共 9 个.本文所有数据处理机相关运算均使用软件 R.

## 3 实证结果及分析

### 3.1 数据说明

选取 2004 年上证 50 成分股第三季度数据作为样本.数据来源于色诺芬公司(CCER)高频数据库.上海证券交易所是一个纯指令驱动市场,所提交的指令全部通过电子指令簿进行撮合成交.每周周一至周五为交易日.每天 9:15 开始到 9:30 为集合竞价时段,9:30 至 11:30 及下午 1:00 到 3:00 为连续竞价交易时段.上证股票市场只允许提交限价指令,不能成交的限价指令将排在限价指令簿队列中.指令簿只显示最优的五个买价和卖价,以及各个价位上对应的市场深度.其中最小报价单位为一分,最小报量为一手(100 股).交易遵循“价格优先,时间优先”的原则.考虑到开盘时段集合竞价对连续竞价的影响,数据选取从 9:30 开始,同时剔除非正常交易时段的数据及其它错误数据.

表 1 给出了样本数据对应的代码及描述性统计结果,其中市值在股票相关的研究中常被用作流动性直接指标,而价格波动被用作风险直接指标.从这种直接指标标准出发,则表 1 中中国联通(600050)流动性最好,而山东基建(600350)流动性最差;方正科技(600601)风险最大,而华夏银行(600015)风险最小.样本容量最小的是哈飞股份(600038),但从统计角度,该容量已经保证了参数估计中数据量的充足性.从表 1 中交易买方发起数与样本容量比较可知,交易中买卖双方发起数几近相等.其中股票代码标黑的 3 只股票在样本区间内有除权事件,因而价格波动较大.

本文交易方向的判定采用 Lee 和 Ready<sup>[28]</sup> 的判别方法.该方法的判别原则是:如果当前交易价格大于前一笔买卖报价中点值,则认为当前交易为买方发起;如果小于前一笔交易的买卖报价中点值,则认为当前交易为卖方发起;如果等于前一笔买卖报价中点值,则考虑当前交易价格与其前两笔的报价中点相比较,依次类推,计算出所有交易的发起方向.

表1 样本数据描述性统计

Table 1 Summary statistics on transaction data

股票代码	市值 (元)	价格波动	买方发起数	样本容量	股票代码	市值 (元)	价格波动	买方发起数	样本容量
600000	7 641 000 000	0.101 949	23 973	52 415	600591	1 734 000 000	0.271 917	23 157	44 713
600004	3 684 000 000	0.077 283	25 154	51 663	600597	1 922 400 000	0.189 822	11 240	21 706
600006	2 880 000 000	0.107 747	11 203	23 046	600601	5 288 936 303	2.367 942	30 284	50 920
600008	2 877 000 000	0.081 515	12 666	24 081	600602	3 079 753 767	0.421 574	41 323	80 412
600009	10 703 392 455	0.558 633	10 651	24 175	600609	1 408 680 000	0.135 705	27 110	53 519
600011	4 475 000 000	0.153 642	19 857	38 864	600637	1 504 082 088	0.584 264	15 510	30 735
600015	5 964 000 000	<b>0.028 421</b>	37 745	79 124	600642	4 266 096 960	0.128 416	21 787	41 903
600016	10 344 178 178	0.040 925	36 541	78 160	600643	2 139 967 502	0.132 028	36 477	76 289
600018	6 258 000 000	0.342 523	15 686	38 909	600649	3 533 364 211	0.111 791	17 482	35 106
600019	12 388 200 000	0.057 748	25 860	63 679	600652	2 231 905 376	0.113 163	14 587	29 763
600026	3 416 000 000	0.163 128	17 517	36 462	<b>600664</b>	4 707 840 717	1.115 518	5 023	10 778
600028	13 188 000 000	0.036 463	34 779	71 986	600688	3 916 800 000	0.205 344	32 972	63 598
600029	4 420 000 000	0.040 477	32 291	63 576	600705	1 981 211 904	0.088 997	40 344	73 480
600030	2 708 000 000	0.233 242	36 483	73 169	600717	3 634 443 886	0.274 467	7 979	17 285
600033	1 771 200 000	0.038 39	8 230	22 163	600795	4 580 167 604	0.153 259	15 522	33 538
600036	16 848 000 000	0.086 06	40 065	84 590	600805	1 377 232 787	0.081 345	14 298	29 283
<b>600038</b>	1 095 198 000	<b>1.420 086</b>	<b>4 010</b>	<b>8 680</b>	600808	2 886 000 000	0.071 575	31 631	65 094
600050	<b>21 320 000 000</b>	0.012 303	45 494	90 525	600811	2 370 762 406	0.193 28	18 505	35 854
600098	3 324 060 000	0.246 419	18 961	34 532	600812	2 121 094 180	0.127 509	24 294	48 817
600100	3 874 303 263	0.309 338	30 823	61 912	600832	2 919 035 296	0.333 207	22 749	45 371
600104	7 685 493 865	0.105 707	22 010	42 111	600839	5 499 105 554	0.719 83	37 436	75 925
600171	2 445 942 408	0.295 021	36 150	72 971	600863	1 902 162 600	0.112 196	17 234	34 079
600221	1 562 222 613	0.023 009	16 554	33 820	<b>600887</b>	3 066 757 449	1.040 26	10 437	21 403
600350	<b>377 400 000</b>	0.021 796	17 135	36 782	600895	2 972 833 853	0.142 679	27 864	55 705
600569	2 757 375 000	0.088 179	21 863	43 083	600900	16 813 980 000	0.053 202	36 802	78 976

### 3.2 VAR-MRR 与 MRR 估计结果比较

为比较参数估计结果,对 MRR 模型采用式(3)进行估计,对 VAR-MRR 模型采用式(12)进行估计,并且均采用式(13)所给的矩条件.表2给出了两个模型参数估计的结果及显著程度,其中大部分数值均保留小数点后四位,估计值较小的除外.

表2中除去600601对应MRR模型信息风险估计错误外(黑体标出),其它参数均以95%以上的概率显著.由表2不难看出,两模型的流动成本指标值相近程度较高,但信息风险值却相差较大,MRR模型针对于绝大部分股票所估计出的信息风险参数值较大,但也有4只股票所估计的信息风险值较小,代码分别是600018,600019,600033

和600717.由此表明在分别使用MRR模型与VAR-MRR模型估计信息风险时,首先MRR模型所估计的信息风险值相对偏高;进一步,两种估计方法至少其一存在一定程度上的估计偏差.同时在对上证其它数据进行检验时,结果表明VAR-MRR模型较MRR模型稳定性好.MRR模型是否高估信息风险指标值将在下节给出验证.

在价差分解相关研究中,信息风险与流动成本所占比例一直存在分歧.Chan等<sup>[29]</sup>对研究香港股票市场做实证检验,认为在价格形成过程中信息风险远比流动成本重要.Silva和Chavez<sup>[30]</sup>对墨西哥股票市场做实证分析,发现高的交易成本主要源于高的信息成本.而Bollen等<sup>[31]</sup>在研究纳斯达克市场时发现流动成本明显占优于信息成

本. 本文研究表明, 不论选用 MRR 模型还是 VAR-MRR 模型, 其结果均表明流动成本大于信息风险, 是构成交易成本的主要部分, 支持 Bollen 等<sup>[31]</sup> 的结论.

表 2 MRR 模型与 VAR-MRR 模型参数估计结果比较

Table 2 The estimation results by MRR and VAR-MRR

股票代码	VAR-MRR 模型		MRR 模型		股票代码	VAR-MRR 模型		MRR 模型	
	$\theta$	$\phi$	$\theta$	$\phi$		$\theta$	$\phi$	$\theta$	$\phi$
600000	0.000 9***	0.004 3***	0.001 5***	0.004 3***	600591	0.001 3***	0.003 9***	0.002 9***	0.004 0***
600004	0.001 3***	0.004 1***	0.003 6***	0.004 1***	600597	0.002 4***	0.004 6***	0.003 4***	0.004 6***
600006	0.001 4***	0.003 8***	0.003 4***	0.003 9***	<b>600601</b>	0.000 9***	0.004 7***	-0.001 4**	<b>0.004 5***</b>
600008	0.002 5***	0.005 3***	0.005 2***	0.005 3***	600602	0.001 2***	0.004 3***	0.003 6***	0.004 3***
600009	0.002 9***	0.006 3***	8.0E - 4***	0.006 1***	600609	0.000 5***	0.004 0***	0.002 3***	0.004***
600011	0.001 6***	0.004 7***	0.003 3***	0.004 7***	600637	0.002 2***	0.004 1***	0.005 4***	0.004 1***
600015	0.000 3***	0.004 1***	0.001 7***	0.004 1***	600642	0.001 0***	0.004 2***	0.003***	0.004 2***
600016	0.000 6***	0.004 1***	0.001 4***	0.004 2***	600643	0.001 1***	0.004 2***	0.003 1***	0.004 2***
<b>600018</b>	<b>0.002 1***</b>	<b>0.005 0***</b>	<b>6.00E - 4*</b>	0.005***	600649	0.000 9***	0.004 0***	0.003 2***	0.004***
<b>600019</b>	<b>0.000 6***</b>	<b>0.004 1***</b>	<b>5.0E - 4***</b>	0.004 1***	600652	0.001 7***	0.004 5***	0.004***	0.004 6***
600026	0.001 7***	0.004 4***	0.003 1***	0.004 4***	600664	0.002 7***	0.004 9***	0.007 6***	0.004 7***
600028	0.000 3***	0.004 2***	0.001 3***	0.004 3***	600688	0.000 8***	0.004 1***	0.002 2***	0.004 1***
600029	0.000 6***	0.004 0***	0.001 9***	0.004***	600705	0.000 5***	0.004 2***	0.001 1***	0.004 3***
600030	0.001 0***	0.004 1***	0.003 1***	0.004 1***	<b>600717</b>	<b>0.004 7***</b>	<b>0.006 7***</b>	<b>0.003 2***</b>	<b>0.006 6***</b>
<b>600033</b>	<b>0.001 5*</b>	<b>0.003 6***</b>	<b>4.00E - 4*</b>	<b>0.003 7***</b>	600795	0.001 2***	0.004 3***	0.002 6***	0.004 3***
600036	0.000 7***	0.004 3***	0.001 5***	0.004 3***	600805	0.000 9***	0.003 7***	0.002 9***	0.003 7***
600038	0.006 0***	0.006 5***	0.007 4***	0.006 3***	600808	0.000 4***	0.004 0***	0.001 8***	0.004 1***
600050	9.5E - 5***	0.004 6***	7.0E - 4***	0.004 7***	600811	0.000 8***	0.003 6***	0.003 4***	0.003 7***
600098	0.001 5***	0.004 4***	0.001 7***	0.004 4***	600812	0.001 0***	0.004 0***	0.002 8***	0.004 1***
600100	0.001 9***	0.005 4***	0.005 2***	0.005 4***	600832	0.002 4***	0.005 6***	0.007 2***	0.005 6***
600104	0.001 8***	0.0043***	0.002 9***	0.004 4***	600839	0.000 8***	0.004 2***	0.003 1***	0.004 3***
600171	0.001 4***	0.004 5***	0.003 4***	0.004 6***	600863	0.000 8***	0.003 8***	0.003***	0.003 8***
600221	0.000 7***	0.003 7***	0.002 7***	0.003 7***	600887	0.003 7***	0.006 6***	0.007***	0.006 7***
600350	0.000 4***	0.003 9***	0.001 8***	0.003 9***	600895	0.000 9***	0.004 1***	0.002 9***	0.004 1***
600569	0.000 5***	0.003 9***	0.002 3***	0.004***	600900	0.000 5***	0.004 3***	0.001 2***	0.004 3***

注: 其中\*\*\* 表示以大于 99.9% 的概率显著, \*\* 表示以大于 99% 的概率显著, \* 表示以大于 95% 的概率显著.

为更直观的比较两个模型的估计结果, 表 3 给出了表 2 参数的统计结果, 其中表 3 的统计结果是去除表 2 中估计错误的股票而得. 由表 3 可知, 流动成本在保留小数点后四位时, 两个模型估计结果的均值相等, 从而进一步证实了在流动性度量上不存在争议. 然而信息风险值却存在较大差异. 以表 3 均值数据为例, 通过简单的比例变化来说明两个模

型对信息风险估计结果的差别: 在 MRR 模型中信息风险占交易成本的  $0.002\ 957\ 66 / (0.002\ 957\ 66 + 0.004\ 455\ 934) = 0.398\ 950\ 9$ , 而在 VAR-MRR 模型中, 信息风险占交易成本的  $0.001\ 449\ 932 / (0.001\ 449\ 932 + 0.004\ 485\ 247) = 0.244\ 294\ 6$ . MRR 模型相对 VAR-MRR 模型高出了 15 个百分点.

表3 MRR模型与VAR-MRR模型统计结果比较

Table 3 Descriptive statistics of the estimation results by the two methods

参数	VAR-MRR		MRR	
	$\theta$	$\phi$	$\theta$	$\phi$
均值	0.001 449 932	0.004 485 247	0.002 957 66	0.004 455 934
标准差	0.001 136 758	0.000 760 249	0.001 779 202	0.000 721 208
最小值	9.532E - 05	0.003 660 067	0.000 407 911	0.003 657 975
25% 分位值	0.000 750 979	0.004 072 21	0.001 744 463	0.004 066 994
中值	0.001 089 878	0.004 264 387	0.002 876 414	0.004 271 316
75% 分位值	0.001 794 26	0.004 564 718	0.003 378 884	0.004 556 696
最大值	0.006 079 382	0.006 732 929	0.007 807 823	0.006 674 794

Ahn 等<sup>[12]</sup>指出,MRR模型估计信息风险可能出现偏差,并认为原因可能源于交易价格有时会发生在买卖价差之间.由上节分析表明,MRR模型没有充分利用以往信息,或从信息融入的角度,一期的交易不能使信息充分的融入市场,从而可能成为导致两个模型产生估计偏差.

### 3.3 信息风险指标评判及检验

上小节的分析清晰的表明两个模型的信息风险度量存在较大的差别,并且将这种差别归因于信息融入的不充分及交易一期相关性的使用.然而即便存在差别,两个模型在信息风险指标上应该存在正相关关系. Admati 和 Pfleiderer<sup>[32]</sup>, Dufour 和 Engle<sup>[24]</sup>及 Manganelli<sup>[33]</sup>研究表明市场中信息风险与收益的波动正相关. Wong 等<sup>[34]</sup>

用 MA(1) 余项的绝对值度量收益波动,并认为 MA(1) 余项是去掉微观市场影响后收益波动,能更好的度量信息风险.因而首先选取两组调整后收益波动作为评判信息风险的基准,同两组信息风险进行相关性检验.同时给出市值同流动成本的相关关系.

分别选取 MRR 模型和 VAR-MRR 模型中对应的两组  $\theta$  值及表 1 中的一组原始价格波动值,另外选取两组调整后收益波动作为评判信息风险的基准,它们分别是 MA(1) 和 ARMA(1,1)<sup>②</sup> 的余项方差,共五个指标.去掉估计不显著及估计错误的股票(代码 600601),剩 49 只股票.分别计算以上五个指标两两之间的相关系数,其结果由表 4 给出.

表4 信息风险指标两两之间的相关性

Table 4 The correlation coefficients of information risk

	VAR-MRR 模型	MRR 模型	MA(1) 余项方差	ARMA(1,1) 余项方差	原始收益波动
VAR-MRR 模型	1				
MRR 模型	0.640 922 3	1			
MA(1) 余项方差	0.662 407 21	0.575 660 0	1		
ARMA(1,1) 余项方差	0.662 437 89	0.575 525 6	0.999 999 00	1	
原始收益率波动	0.900 342 54	0.614 379 7	0.878 467 81	0.878 472 19	1
已实现波动率	0.770 141 09	0.602 998 02	0.350 038 46	0.349 792 28	0.692 353 60

由表 4 可知 MRR 模型的信息风险指标与 VAR-MRR 模型的信息风险指标存在较高的正

相关关系,相关系数为 0.640 922 3.从信息融入的角度分析,MRR 模型仅利用了当前交易前一

② 有关 MA(1) 和 ARMA(1,1) 具体见 Ruey<sup>[25]</sup>.

期的影响,成功的捕获了一部分信息,同时也丢失一部分信息,因而使得两模型在信息风险指标上存在较高的正相关关系.以收益波动 MA(1) 和 ARMA(1,1) 的余项方差以及高频研究中常用的已实现波动率<sup>③</sup>作为信息风险的检验标准,则 VAR-MRR 模型相对于 MRR 模型分别由相关系数 0.575 66 提高到 0.662 407 21 和 0.575 525 6 提高到 0.662 437 89. 原始收益率波动常被用作最直接的风险度量指标,从原始价格方差角度,VAR-MRR 模型相对于 MRR 模型结

构相关系数由 0.614 379 7 提高到 0.900 342 54,而已实现波动率相关系数由 0.602 998 02 提高到 0.770 141 09. 从而从实证的角度证实 VAR-MRR 模型在信息风险度量精度上有较大的改进,因此实证表明 MRR 模型高估了信息风险,即理论与实证结果相一致.

选取 MRR 模型和 VAR-MRR 模型中对应的两组  $\phi$  值,及表 1 中的一组股票市值,直接计算三个指标两两之间的相关系数,其结果由表 5 给出.

表 5 流动性指标两两之间的相关性

Table 5 The correlation coefficients of liquidity

	VAR-MRR 流动成本指标	MRR 流动成本指标	A 股流动市值
VAR-MRR 流动成本指标	1		
MRR 流动成本指标	0.997 238 43	1	
A 股流动市值	0.067 697 23	0.069 749 74	1

由表 5 可知,VAR-MRR 模型与 MRR 模型在流动指标的度量上保持高度一致,相关系数达到 0.997 238 43. 然而市值最为流动性的指标却差强人意.

### 3.4 两类方法在信息风险度量的偏差

作为信息风险的一个重要指标  $\theta$  值常被广泛的应用在金融市场研究及实践中,如前文所提,然而  $\theta$  值的偏差在理论及实践研究中能带来多大的影响仍是未知. 一种很自然的观点便是:既然 MRR 模型没有充分估计信息风险,那么作为非最优结果,至少也是次优结果?为回答这个问题,通过假设检验及误差分析的方法来进行进一步分析两类方法估计结果的偏差. 其中假设检验用到了 Kruskal-Wallis 检验和 Mann-Whitney 检验.

Kruskal-Wallis 秩和检验是用来判别两组估计值是否源于一个总体,其原假设为所选随机变量来自于同一个总体,备选假设为非同一总体. Mann-Whitney 检验是用来判别两组估计值的差别,这里使用单边检验,其中原假设是两个随机变量来自于同一总体,备选假设是来自 MRR 模型的随机变量大于来自 VAR-MR 模型的随机变量值.

表 6 Kruskal-Wallis 与 Mann-Whitney 检验

Table 6 Kruskal-Wallis and Mann-Whitney

参数	Kruskal-Wallis 检验		Mann-Whitney 检验	
	$\chi^2$	P-value	W	P-value
$\theta$	25.700 5	3.987e - 07	1 132	4.834e - 09
$\phi$	0.063 6	0.800 9	150	1

由两个检验结果可见, Kruskal-Wallis 检验结果表明两种估计方法中的信息风险值  $\theta$  存在显著的差异,拒绝原假设;而流动成本值  $\phi$  对应的 P-value 为 0.800 9,从而接受原假设. 在 Mann-Whitney 检验中  $\theta$  值对应的 P-value 为 4.834e - 09,因而拒绝原假设,从而备选假设 MRR 模型所估计参数显著大于 MRR-VAR 模型所估计参数. 针对参数  $\phi$ , Mann-Whitney 检验仍然接收原假设. 综合两种检验可知, MRR 模型显著高估了参数  $\theta$ , 而参数  $\phi$  保持不变.

进一步,从误差分析的角度分析两种方法的偏差. 设 MRR-VAR 的估计结果为准确值,而 MRR 模型估计值为近似值,从而分析绝对误差与相对误差的大小,结果由表 7 给出. 其中绝对误差  $e$ , 定义为准确值减去近似值;而相对误差  $e_r$ , 为绝

<sup>③</sup> 有关已实现波动率计算可参考文献[35].

对误差除以准确值.

表7 参数估计结果的误差分析  
Table 7 The absolute and relative errors

	$\theta$	$\phi$
mean( $e$ )	0.001 507 729	- 2.931 261e - 05
mean( $e_r$ )	1.579 774	- 0.005 467 099
sd( $e$ )	0.001 365 731	6.747 253e - 05
sd( $e_r$ )	1.273 868	0.011 904 82

表7中, mean( $e$ )、mean( $e_r$ )、sd( $e$ )、sd( $e_r$ )分别表示两组参数的绝对误差均值, 相对误差均值、绝对误差标准差和相对误差标准差. 其中 $\theta$ 的相对误差均值高达150%, 对应的标准差也超过了1, 远远超出正常所用范围; 而 $\phi$ 的相对误差均值在0.5%左右, 对应的标准差小于2%. 由此进一步说明了MRR模型高估了信息风险的值, 甚至在数值上已经达到完全不可用的程度. 同时该结果也表明, 在信息融入市场的过程中, 流动性参数的度量不受影响.

### 3.5 基于VAR-MRR的日内效应分析

Madhavan等发现纽约证券市场信息风险及流动成本存在显著的日内效应, 其中信息风险在

表8 信息风险与流动成本的日内模式统计结果

Table 8 Summary statistics of model parameter estimates

交易时段		9:30 - 10:30	10:30 - 11:30	13:00 - 14:00	14:00 - 15:00
$\theta$	平均值	0.001 356 263	0.001 213 747	0.001 599 903	0.001 638 261
	标准差	0.001 044 083	0.001 088 139	0.001 376 536	0.001 349 571
	最小值	0.000 109 703	4.581 43E - 05	0.000 114 026	0.000 113 678
	最大值	0.004 624 693	0.005 620 623	0.007 451 542	0.006 119 419
$\phi$	平均值	0.005 007 924	0.004 476 851	0.004 190 682	0.004 304 149
	标准差	0.001 489 761	0.000 725 79	0.000 592 268	0.000 619 084
	最小值	0.003 733 92	0.003 618 408	0.003 532 491	0.003 569 045
	最大值	0.010 296 24	0.006 833 408	0.005 938 361	0.006 335 266

## 4 结束语

本文将金融市场微观结构两个著名的模型的思想有机的结合在一起. 利用VAR模型信息融入的实践结果及经验表达式, 结合MRR模型, 更为精确的度量每笔交易的不可预知风险, 即信息风险.

开盘时段较大, 随后逐渐降低; 而流动成本在开盘时较低, 随后逐渐增加, 在收盘时段达到最大值. MRR模型认为开盘时信息风险较大主要归因于隔夜的信息累计, 而收盘时流动成本较大归因于存货效应. Ahn等<sup>[12]</sup>发现东京证券市场中, 信息风险及流动风险日内效应均呈现U型. 而针对指令驱动的我国上海证券市场信息风险及流动成本日内模式将呈现何种趋势? 相关研究对认识市场总体信息风险及流动性有着重要意义.

我国股票市场连续竞价时间为4h, 为保证统计样本数据充足, 本文将连续竞价区间平均分成四个时段, 分别是9:30 - 10:30, 10:30 - 11:30, 13:00 - 14:00, 14:00 - 15:00. 式(14)中的哑变量分别对应这四个区间. 参数估计的矩条件选用式(15). 表8给出了信息风险和流动成本的日内模式的统计结果.

由表8可知, 上证50信息风险与流动成本呈现显著的日内模式. 信息风险从开盘时段到第二时段降低, 在第三、四时段逐渐升高并达到最大值, 表现为U型. 流动成本在第一时段值最大, 在第二、三阶段逐渐降低并达到最小值, 随收盘的到来, 又重新增加, 表现为U型. 二者日内模式均与Ahn等<sup>[12]</sup>结论相一致.

首先, 通过对MRR模型充分的解析, 从该模型结构本身指出其在信息风险度量上的不足, 并基于VAR的经验表达式, 提出了改进的方法, 在理论上给出详细的说明, 提出VAR-MRR模型. 然后选取我国上证数据做实证分析, 实证结果与理论解析相一致, 即MRR模型不仅高估了股票市场中的信息风险, 而且在信息风险度量精度上偏差较大, 甚至在数值精度上不可用. 最后, 本文给

出了上证市场信息风险与流动成本的日内效应模式。

本文所给出的 VAR-MRR 模型信息风险指

标不仅可供理论研究及投资者参考,同时也为风险管理、市场绩效及资产定价提供了新的指标。

#### 参 考 文 献:

- [1] Biais B, Glosten L, Spatt C. A survey of microfoundations, empirical results, and policy implications [J]. *Journal of Financial Markets*, 2005, 8: 217 - 264.
- [2] Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Is information risk a determinant of asset returns? [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57: 2185 - 2221.
- [3] Copeland T, Galai D. Information effects on the Bid-Ask spreads [J]. *Journal of Finance*, 1983, 38: 1457 - 1469.
- [4] Easley D, Kiefer N M, Hara M O, et al. Paperman, Liquidity, information, and infrequently traded stocks [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51: 1405 - 1436.
- [5] Brown P, Thomson N, Walsh D. Characteristics of the order flow through an electronic open limit orderbook [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1999, 9: 335 - 357.
- [6] Heidle H, Huang R. Information-based trading in dealer and auction markets: An analysis of exchange listings [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, 37: 391 - 425.
- [7] Grammig J, Schiereck D, Theissen E. Knowing me, knowing you: Trader anonymity and informed trading in parallel markets [J]. *Journal of Financial Markets*, 2001, 4: 385 - 412.
- [8] Aktas N, de Bodt E, Declerck F, et al. The PIN anomaly around M&A announcements [J]. *Journal of Financial Markets*, 2007, 10: 169 - 191.
- [9] Duarte J, Young L. Why is PIN priced? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 91: 119 - 138.
- [10] Wei H, Lin W, Ke W C. A computing bias in estimating the probability of informed trading [J]. *Journal of Financial Markets*, 2011, 14: 625 - 640.
- [11] Madhavan A, Richardson M, Roomans M. Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks [J]. *Review of Financial Studies*, 1997, 10: 1035 - 1064.
- [12] Ahn H-J, Jun Cai, Yasushi Hamao, et al. The components of the Bid-ask spread in a limit-order market: Evidence from the Tokyo stock exchange [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2002, 9: 399 - 430.
- [13] Green T C. Economic news and the impact of trading on bond prices [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (3): 1201 - 1233.
- [14] Angelidis T, Benos A. The components of the bid-ask spread: The case of the Athens stock exchange [J]. *European Financial Management*, 2009, 15: 112 - 144.
- [15] 何诚颖, 卢宗辉, 何兴强, 等. 中国股票市场逆向选择成本研究 [J]. *经济研究*, 2009, 2: 68 - 80.  
He Chengying, Lu Zonghui, He Xingqiang, et al. A study on the adverse selection cost of Chinese stock exchange [J]. *Economic Research Journal*, 2009, 2: 68 - 80. (in Chinese)
- [16] Glosten L, Milgrom P. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 13: 71 - 100.
- [17] De Jong F, Nijman T, Roll A. Price effects of trading and components of the bid-ask spread on the Paris Bourse [J]. *Journal of Empirical Finance*, 1996, 3: 193 - 213.
- [18] 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)
- [19] 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 [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2008, 16(1): 16 - 24. (in Chinese)
- [20] 郑振龙, 杨 伟. 基于经典 PIN 模型的股票信息风险测度研究 [J]. *管理科学*, 2010, 23(6): 91 - 99.  
Zheng Zhenlong, Yang Wei. Measuring information risk of stock based on classical PIN model [J]. *Journal of Management Science*, 2010, 23(6): 91 - 99. (in Chinese)
- [21] 李广川, 刘善存, 邱苑华. 连续指令驱动市场的信息交易概率: 一种新的方法 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(10):

8 – 20.

Li Guangchuan, Liu Shancun, Qiu Wanhua. The probability of informed trading in continuous order driven market: A new method[J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(10): 8 – 20. (in Chinese)

[22]徐 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)

[23]聂晓军, 李 焰, 张肖飞. 股价特有风险与信息效率[J]. 管理科学学报, 2014, 17(5): 84 – 94.

Nie Xiaojun, Li Yan, Zhang Xiaofei. Idiosyncratic risk and information efficiency[J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(5): 84 – 94. (in Chinese)

[24]Dufour A, Engle R. Time and the price impact of a trade[J]. Journal of Finance, 2000, 55: 2467 – 2498.

[25]Tsay R S. Analysis Offinancial Time Series[M]. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc, 2002.

[26]Zhang Qiang. Private Information Content of a Transaction and Adverse Selection Risk[C]. The 10th International Conference on Industrial Management, Beijing, September 16 – 18, 2010: 451 – 458.

[27]Parlour C. Pricedynamics in limit order markets[J]. Review of Financial Studies, 1998, 11: 789 – 816.

[28]Lee G, Ready M J. Inferring trading direction from intraday data[J]. Journal of Finance, 1991, 46: 733 – 746.

[29]Chan K, Fong W-M. Trade size, order imbalance, and the volatility-volume relation[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57: 247 – 273.

[30]Silva C A, Chavez G. Components of execution costs: Evidence of asymmetric informationat the Mexican Stock Exchange [J]. Journal of International Financial Markets Institutions& Money, 2002, 12: 253 – 278.

[31]Bollen N P B, Smith T, Whaley R E. Modeling the bid/ask spread: Measuring theinventory-holding premium[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 72: 97 – 141.

[32]Admati A R, Pfleiderer P. A theory of intraday trading patterns[J]. Review of Financial Studies, 1988, 1: 3 – 40.

[33]Manganelli S. Duration, volume and volatility impact on trades[J]. Journal of Financial Markets, 2005, 8: 377 – 399.

[34]Wong W K, Tan D, Tian Y. Informed trading and liquidity in Shanghai stock exchange[J]. International Review of Financial Analysis, 2009, 18: 66 – 73.

[35]叶五一, 缪柏其. 已实现波动与日内价差条件下的 CVaR 估计[J]. 管理科学学报, 2012, 15(8): 60 – 71.

Ye Wuyi, Miao Baiqi. Estimation of CvaR with consideration of realized volatility and price range[J]. Journal of Management Sciences in China, 2012, 15(8): 60 – 71. (in Chinese)

## Does MRR model overestimate the information risk: Empirical results from Chinese data of SSE

ZHANG Qiang<sup>1</sup>, LIU Shan-cun<sup>2</sup>, QIU Wan-hua<sup>2</sup>

1. School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China;

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

**Abstract:** Based on the VAR model, we modify MRR model (Madhavan et al. 1997) by extending the expectation formula which measures the next trade sign. We argue that MRR model overestimates the information risk as the expectation formula in MRR model could not capture the full information. We present a VAR structure to replace the one period expectation formula in MRR model and give a new model (VAR-MRR). Using the high frequency data of the 50 stocks of the SSE 50 index of 2004, we estimate and test the information risks of MRR and VAR-MRR. The results show that MRR overestimates the information risk, and the incomplete information capturing results in inaccurate estimations in MRR. Further the results show that the liquidity cost dominated the information risk. Shanghai Stock Exchange exhibit U-shape intraday patterns for the information risk and the liquidity cost.

**Key words:** VAR model; informed trading; information risk; liquidity cost