

基于 TVP-VAR-GCK 模型的量价时变关系研究^①

陈浪南¹, 罗嘉雯¹, 刘 昊²

(1. 中山大学岭南学院, 广州 510275; 2. 招商银行股份有限公司, 深圳 518040)

摘要: 在应用 Urzúa 数据驱动型 VAR_BE 模型和基于 varimin 准则判断变量次序的基础上, 采用 Koop 等的 TVP-VAR-GCK 模型分析量价关系的时变特征和卖空交易制度对量价关系的影响. 量价关系的研究结果表明, 我国证券市场量价关系有显著的时变性, 不同样本具有显著的个体差异; 个股和所在市场指数量价关系系数具有一致的时变趋势, 显示个股及所在市场的量价关系对卖空交易的反应较为趋同. 卖空交易制度对量价冲击的研究结果还表明, 在不同的时期, 该冲击的程度和形态都有一定差异, 体现了价格和交易量对市场结构变化冲击反应的时变性. 这一结果和量价关系的行为金融理论一致, 即卖空交易机制的时变冲击效应, 在一定程度上反映出我国投资者对卖空交易机制这一证券市场新生事物的认知变化过程.

关键词: 时变量价关系; TVP-VAR-GCK 模型; 卖空冲击; varimin 准则; VAR_BE 模型

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2015)09-0072-14

0 引 言

流动性短时间内的急剧波动是造成 20 世纪重大证券市场危机的主要原因之一. 针对证券市场危机的大量实证研究表明, 市场价格与交易量之间的关系(量价关系)是分析市场流动性风险的关键. 卖空交易制度的建立是中国证券市场在市场微观结构上的历史性突破, 双向交易由此可行. 然而, 卖空交易制度却对市场交易造成了一定的负向影响: 在股指期货上市后, 市场出现了持续期较长的价格下跌及交易量萎缩现象, 呈现出正反馈交易下的流动性危机特征. 因此, 分析不同时期量价关系的变化和卖空交易对量价关系的影响对研究中国证券市场微观结构具有较大的理论和现实意义.

Karpoff^[1]首次对量价关系研究做了较系统的文献回顾和论述, 阐明了量价关系研究在理解资本市场结构和分析市场信息传播和市场交易条件

等领域的重要性. 量价关系的理论研究中, 占主导地位的是以信息理论为基础的微观市场结构理论^[2-4]. 该理论认为, 信息是决定交易量和价格波动的共同因素. 在分析做市商的行为特征后, 该理论认为信息不对称引发的逆向选择效应是交易指令流引发资产价格变化的原因. Gallant 等^[5]认为, 对股价与交易量的联合动态研究, 能够提供比单纯对股价变动研究更多关于资本市场的信息. 随着行为金融学的发展, 考虑投资者受约束条件下的正反馈交易策略行为的研究逐渐受到研究者们的重视. 在投资者受到交易约束的条件下, 因果链的方向可能由价格指向交易指令流. 而在正反馈交易条件下, 资产价格的上升将导致该资产交易量的进一步增加, 而资产价格的下跌都将引发该资产交易量的减少. 在外生冲击的影响下, 资产价格的波动会带来市场交易量和交易价格之间不断同向循环, 从而导致流动性变化, 进而引发资产

① 收稿日期: 2013-09-08; 修订日期: 2014-10-21.

基金项目: 国家社会科学基金重大课题资助项目(14ZDA020); 教育部规划基金资助项目(14YJA7900); 广东软科学资助项目(2013B070206025); 广州软科学课题资助项目(0204).

作者简介: 陈浪南(1958—), 男, 福建福州人, 教授, 博士生导师. Email: lnscln@mail.sysu.edu.cn

泡沫和市场危机^[6-9].

研究方法上,部分学者通过 VAR 模型和协整检验研究了股票市场量价关系的长期关系、因果关系以及非对称性^[10-13].部分学者通过 GARCH 族模型分析市场信息流对股票市场量价关系的作用^[14-16].除此之外,Podobnik 等^[17]运用联合随机过程模型和去趋势相关性研究(DCCA)的方法分析 S&P 指数的量价关系.He 等^[18]在其基础上进一步发展发展为多因素去趋势相关性研究(MF-DCCA)方法研究量价关系.吴吉林等^[19]通过构建机制转换的 Copula 转换模型研究了股票市场收益率和交易量尾部关系的不对称性.

2010年3月31日、4月16日,中国证券市场结构上出现划断性变化,融资融券业务的开通和沪深300股指期货的上市结束了中国股票市场自从建立起20多年无法做空的历史,双向交易在沪深股票市场成为可能.股指期货的上市交易和卖空制度的实施后,上证指数从4月15日的3168点一路下跌至7月2日的年内低点2319点,深证综指则从1209点一路下跌至年内低点890点.从沪深股市指数和多数个股的价格和成交量的市场表现来看,非常符合正反馈交易的特征.卖空制度的设立是否对市场的价格和交易量带来了负面冲击,量价关系在市场结构更迭后是否产生了变化,都是非常值得研究的问题.在国外学者的研究中,Henry 和 McKenzie^[20]分析了卖空机制的建立对香港股市量价关系的影响.Diether 等^[21]分析了收益率和卖空行为的关系,认为卖空交易者的存在增强了价格对信息的敏锐程度.

本文选择沪深股票市场股指及其期货交易标的股票作为样本,应用 Koop 等^[22]的 TVP-VAR-GCK 模型研究资产量价关系的时变特征,以及卖空交易制度对价格和交易量关系的影响.通过增加时变辅助参数及其发生概率值,TVP-VAR-GCK 模型可以基于数据特征判断是否发生结构变化以及结构变化的类型,并降低了参数维度,减少过度识别等模型估计问题.本文的另一创新点,在于针对 VAR 模型变量次序选择问题以及 TVP-VAR-GCK 模型中误差方差协方差矩阵的参数约束矩阵对变量次序选择较为敏感的问题,根据贝叶斯概率方法极大熵原则(principle of maximum entropy),基于 Urzúa^[24]的 VAR-BE 模型筛选变量次

序,从而得到数据内生的变量次序.VAR-BE 模型可以在极小先验信息(经济理论和研究者经验)和较大模型参数维度的条件下,根据变量的数据特征得到最具可能性的模型变量次序,避免了人为选择变量次序对模型结果的干扰.

1 TVP-VAR 模型、GCK-MCMC 算法和 VAR-BE 模型

1.1 TVP-VAR 模型

Koop 等^[22]的 TVP-VAR-GCK 模型是建立在 Primiceri^[23]的带随机波动的 TVP-SV-VAR 模型基础上的.TVP-SV-VAR 由如下的状态空间模型(1)~(5)组成,包括作为 VAR 回归方程组的测度方程(measurement equation)和控制各参数时变过程的状态方程(state equation)两部分组成.其中紧凑型的测度方程为

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 y_t 为 $p \times 1$ 维的被解释变量向量; Z_t 为 $p \times m$ 维的解释变量矩阵,包含 y_t 的滞后值和其他确定变量; α_t 为 $m \times 1$ 维的 VAR 系数; ε_t 为服从独立正态分布 $N(0, H_t)$ 的误差向量.

状态方程中,控制 VAR 模型的时变系数方程、时变误差方差协方差矩阵 H_t 为

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + R_t \eta_t \quad (2)$$

$$H_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1} t) \quad (3)$$

其中 R_t 为用于控制结构变化的 $m \times m$ 维辅助参数矩阵; η_t 为服从独立正态分布 $N(0, Q_t)$ 的误差向量; Σ_t 是对角元素为 $\sigma_{j,t} (j = 1, 2, \dots, p)$ 的对角矩阵; A_t 是下三角矩阵,代表着变量更新数量(innovation)之间的相互影响. A_t 的下三角形式使得实证回归结果对变量次序选择非常敏感^[23]. H_t 矩阵时变特征将分别由 Σ_t 和 A_t 矩阵表达.通过设定 Σ_t 对角元素向量 $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{p,t})'$ 及其对数形式 $h_{i,t} = \ln(\sigma_{i,t})$, $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{p,t})'$, 以及将 A_t 矩阵的下三角元素提取进 $p \times (p-1)$ 维的矩阵 $a_t = (a_{21,t}, a_{31,t}, a_{32,t}, \dots, a_{p(p-1),t})'$, H_t 时变过程的方程为

$$h_{t+1} = h_t + u_t \quad (4)$$

$$a_{t+1} = a_t + \zeta_t \quad (5)$$

其中 u_t 、 ζ_t 分布服从独立于时间 t 、 ε_t 和 η_t 的正态

分布 $N(0, W)$ 和 $N(0, C)$.

上述模型由于参数过多,都不同程度地存在着过度拟合的问题.因此,设定更为自由的模型架构,降低过度参数化的程度成为 TVP-VAR 模型族改进的方向.除此之外,不少学者在研究中发现模型参数会发生数量较少而程度较大的变化,特别是当存在结构突变时.这类模型可归为“小规模剧变”(few large breaks)模型族^[25-28].

变换后的 TVP-VS-VAR 模型中的状态方程为

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + K_1 \eta_t \tag{6}$$

$$h_{t+1} = h_t + K_2 u_t \tag{7}$$

$$a_{t+1} = a_t + K_3 \zeta_t \tag{8}$$

其中 $K = (K_1, \dots, K_T)'$ 为马尔科夫随机向量.通过 K 值范围设定为 $K_{1j}, K_{2j}, K_{3j} \in \{0, 1\}$ $K_{1j} = 0$ 则不存在结构变化 $K_{1j} = 1$ 则结构发生变化.结构变化点发生的概率 $p(K_{1j} = 1) = p_j, j = 1, 2, 3$

后验服从伯努利分布 $B(\bar{\beta}_{1j}, \bar{\beta}_{2j})$ 其中

$$\bar{\beta}_{1j} = \beta_{1j} + \sum_{t=1}^T K_{1t}$$

$$\bar{\beta}_{2j} = \beta_{2j} + T + \sum_{t=1}^T K_{2t}$$

1.2 GCK-MCMC 算法

Koop 等^[23]将混合更新模型^[29]和 TVP-VAR 模型族结合起来,通过 GCK-MCMC 算法^[30]根据数据进行模型参数变化的判断.从而克服了以往结构变化研究模型过于依赖研究者主观设定和过度参数化的缺陷.主要抽样步骤为:首先,通过设定结构变化参数矩阵 K_t 的层次先验(hierarchical prior) $B(\beta_{1j}, \beta_{2j})$ 并利用 GCK 算法基于数据进行 K_t 的后验抽样.其次,在抽取结构变化参数 K_t 及其发生概率 p_j 和各参数的结构变化发生概率之间彼此独立的基础上,通过应用 MCMC 算法^[31-32]独立抽取参数 α_t, a_t 和 h_t ,从而完成对 TVP-VAR-GCK 模型的参数估计.

在概率空间模型(式(1)中的 Z_t 被分为常数项 g_t 和其他解释变量 x_t)

$$y_t = g_t + h_t' x_t + G_t u_t, \tag{9}$$

$$x_t = f_t + F_t x_{t-1} + \Gamma_t u_t$$

的基础上, Gerlach 等^[30]假设 K_t 服从条件概率密度

$$p(K_t | y, K_{s \neq t}) \propto p(y | K) p(K_t | K_{s \neq t})$$

$$\propto \sqrt{a^2 + b^2} p(y^{t+1:n} | y^{1:t}, K) \times p(y_t | y^{1:t-1}, K^{1:t}) p(K_t | K_{s \neq t}) \tag{10}$$

$K = (K_1, \dots, K_n)$ 为长度为样本期 n 的结构变化参数向量. $y^{t+1:n}$ 表示从第 $t+1$ 期到第 n 期的解释变量的值 K 的上标解释类似.

由此 K_t 的条件概率密度可由式(9)最右侧的3部分组成.其中: $p(K_t | K_{s \neq t})$ 可由先验分布得出;对于其余两项,通过设定一系列辅助参数 $m_t = E(x_t | y^{1:t}, K)$ 、 $V_t = \text{var}(x_t | y^{1:t}, K)$ 、 $R_t = \text{var}(y_t | y^{1:t-1}, K)$ 并将其迭代出, GCK 算法可得出其余两项条件密度为

$$p(y_t | y^{1:t-1}, K^{1:t}) \propto R_t^{-1/2} \times \exp\left\{-\frac{1}{2R_t} \left(y_t - g_t - h_t'(f_t + F_t m_{t-1})\right)^2\right\} \tag{11}$$

GCK 算法在抽取 K_t 的同时,也得到了用于贝叶斯方法中用于模型结构选择的判断准则——边际似然值.通过将各参数抽样时得到的边际似然值对数化后取平均,可以得到另一用于贝叶斯模型结构选择的判断准则——期望对数似然值.

1.3 VAR-BE(Back-of-Envelope Rule) 模型

Urzuá^[24]通过贝叶斯概率统计方法中极大熵原则的逆封袋(back-of-the-envelope, BOTE)准则寻找最可能的正交化形式.逆封袋准则的计算过程较为直观:在研究者依赖先验信息对变量顺序施加了相关约束后,通过选择最大化熵的 IRF 可以得到最有可能的变量次序.在有限和离散的概率测度条件下定义为

$$\text{Max } H(q_1, \dots, q_n) = - \sum_{i=1}^n q_i \ln q_i, \tag{12}$$
$$\sum_{i=1}^n q_i = 1 \quad 0 \leq q_i \leq 1$$

当没有任何先验信息时,最有可能的分布为均匀分布.其中 $H(\cdot)$ 为测度函数,测量实际分布与均匀分布之间的差距大小.

在极大熵原则原理的基础上, Urzuá^[24]利用量纲不变(scale-invariant)准则替代对式(12)的传统极大化解法. varimin 准则定义为:当去除了所有与其先验信息相悖的变量次序后,研究者应当选择能够最小化目标函数(见式(13))的变量次序.该准则尽可能地保留那些图形平滑的 IRF

而不是呈穗状的。

$$\text{Min}_{\vartheta} K(\vartheta) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n K_i^{(j)}(\vartheta) \quad (13)$$

式中 $K_i^{(j)}(\vartheta)$ 为衡量单个 IRF 平滑度的测度, 有

$$K_i^{(j)}(\vartheta) = \frac{\frac{1}{(S+1)} \sum_{s=0}^S (r_{i,T+s}^{(j)})^4}{\left(\frac{1}{(S+1)} \sum_{s=0}^S (r_{i,T+s}^{(j)})^2 \right)^2} \quad (14)$$

式中; S 为脉冲响应时期长度; $r_{i,T+s}^{(j)}$ 代表 $T+s$ 期 y_{T+s} 中第 i 个元素对一单位 $v_{j,t}$ 增加的脉冲反应。

2 样本数据与处理

本文的样本包括市场指数和个股。市场指数样本包括上证综指(SHSE)和深圳综指(SZSE); 个股样本包括同为融资融券业务标的和沪深 300 股指期货成分的个股: 招商银行(600036,ZSYH)和万科(000002,WK), 其中, 招商银行为上证综指成分股, 万科为深证综指成分股。样本期为 2010-01-04 ~ 2010-07-28, 囊括了融资融券业务起始日、股指期货上市交易日以及卖空交易制度实施前的法律法规发布日和相关准备工作实施日, 有利于全面地分析卖空交易制度实施前后对市场的影响。样本期长度为 138 个交易日。

本文数据来源于广发证券研发中心数据库,

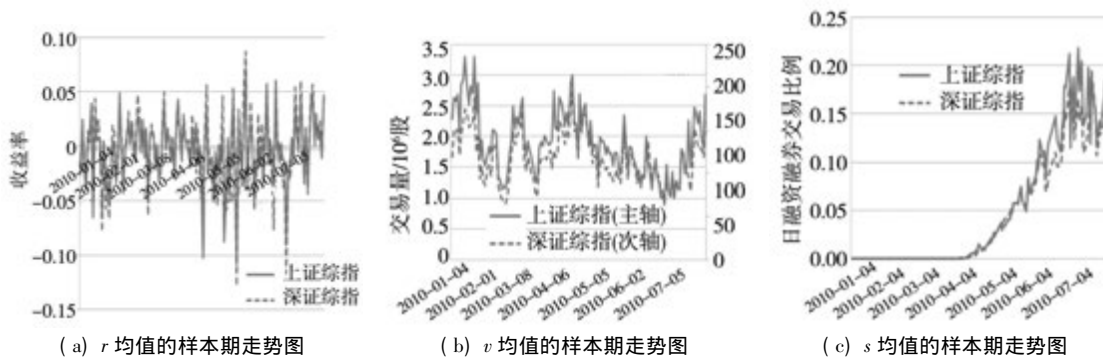
主要的变量有日内交易即时对数收益率均值(r), 日内成交量均值(v)和每日融资融券交易比例(s)。其中, 上证综指和深证综指的 r 和 v 都由日内每 5 min 的交易数据汇总计算后得出, 招商银行和万科的 r 和 v 由日内分笔交易数据汇总计算后得出。 v 可作为日内交易的流动性指标, s 可作为卖空交易量的代理指标, 等于当日融资融券余额占当日交易量的比例。TVP-VAR 模型的优势在于其不要求数据是稳定的, 因此无须对数据进行单位根检验和数据差分处理。在进行 TVP-VAR 模型建模时候, 本文对所有数据进行了标准化处理。表 1 给出样本期内市场和个股样本的 r 、 v 和 s 统计特征的初步分析。

结合表 1 的变量统计特征可以发现: 收益率 r 在样本期内围绕 0 值波动, 在 4 月 16 日股指期货上市交易后, r 的波动幅度有明显的增加; 交易量 v 在融资融券业务开展之前维持着较高的水平, 融资融券交易制度试行后, v 呈现出明显的下滑; 在股指期货上市交易后出现一定程度的短期增长, 随后逐步下滑并稳定在较低水平; 融资融券交易比例 s 呈现出明显的截断特征, 4 月 5 日后所有样本的 s 值持续上升。3 个变量的样本数据时间图形在股指期货上市交易前后都有明显的波动聚类现象, 意味着变量回归方程的系数、方差协方差矩阵等参数都可能存在着时变特征。

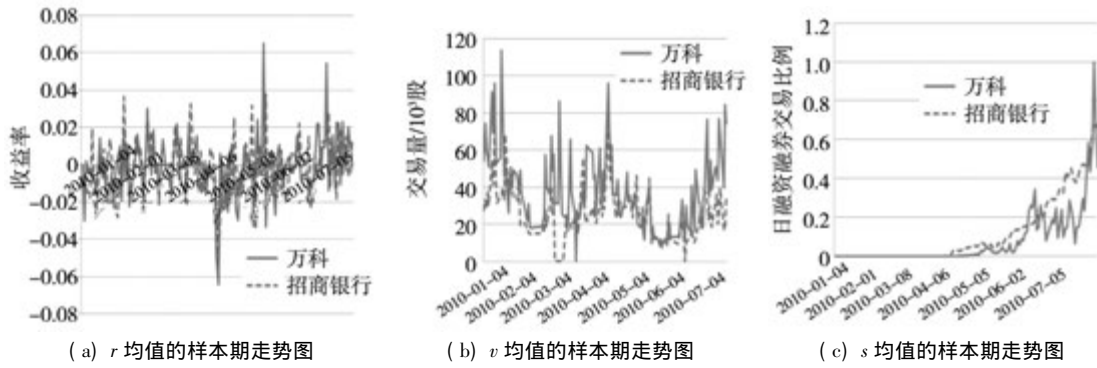
表 1 样本期内各变量统计值的初步分析

Table 1 Description statistics for variables during the sample period

股票名称	上证综指			深证综指			招商银行			万科			
	变量	r	v	s	r	v	s	r	v	s	r	v	s
统计值	均值	-3.3×10^{-3}	1.90×10^6	0.051	-1.8×10^{-3}	1.18×10^8	0.045	-0.015	25 980.590	0.119	-0.001	38 630.48	0.080
	标准差	0.000 3	5.25×10^6	0.066	0.000 4	2.87×10^7	0.056	0.121	14 099.23	0.172	0.017	21 100.22	0.149



(a) r 均值的样本期走势图 (b) v 均值的样本期走势图 (c) s 均值的样本期走势图
 (a) Changes of r over the sample period (b) Changes of v over the sample period (c) Changes of s over the sample period



(a) r 均值的样本期走势图 (b) v 均值的样本期走势图 (c) s 均值的样本期走势图
 (a) Changes of r over the sample period (b) Changes of v over the sample period (c) Changes of s over the sample period

图1 样本期内指数和股票各变量日数据的折线图

Fig. 1 Changes of variables over the sample period

3 量价关系的时变特征分析

3.1 回归方程变量次序的选择

在 TVP-VAR-GCK 模型中,参数矩阵 A_t 的时变抽样结果对变量次序的选择非常敏感,因此本文应用 Urzúa^[24] 的 VAR-BE 模型基于 varimin 准则对数据进行判断,筛选变量次序.由于对量价关系尚未有较为确定性的研究结论,加上考虑了卖空交易作为回归变量,本文在对变量次序施加了最小的先验约束(least prior restriction),即考虑所有的变量次序($3! = 6$ 种).varimin 准则下各变

量次序的得分 K 如表 2 所示,其中数字 1 代表变量 r ,数字 2 代表变量 v ,数字 3 代表变量 s .

从表 2 的结果来看,上证综指的变量次序{1, 3, 2}得分最高,深圳综指和招商银行、万科变量次序{1, 2, 3}得分最高.该变量次序意味着:对于深证综指和招商银行、万科,代表市场制度冲击的卖空交易回归方程误差不影响同期收益率和交易量,交易量不影响同期的价格;对于上证综指,交易量不影响同期的收益率和卖空交易,卖空交易不影响同期收益率.该结果基本支持量价关系研究中价格引起交易量变化的结论,同时也支持 Koop 等^[22] 关于 A_t 矩阵下三角形式的设定.

表 2 varimin 准则下各变量次序得分 K

Table 2 Ranking of variables with the scores (K) based on the varimin criterion

得分排名	上证综指		深证综指		招商银行		万科	
	变量次序	K	变量次序	K	变量次序	K	变量次序	K
1	{1 3 2}	41.52	{1 2 3}	38.66	{1 2 3}	105.26	{1 2 3}	99.52
2	{3 1 2}	41.47	{1 3 2}	38.33	{2 1 3}	103.07	{3 1 2}	88.73
3	{3 2 1}	40.18	{2 1 3}	38.08	{1 3 2}	97.43	{3 2 1}	82.87
4	{1 2 3}	38.57	{3 1 2}	37.95	{3 2 1}	93.93	{1 3 2}	82.80
5	{2 3 1}	38.55	{3 2 1}	37.22	{2 3 1}	93.90	{2 1 3}	79.11
6	{2 1 3}	38.05	{2 3 1}	37.20	{3 1 2}	88.73	{2 3 1}	68.92

3.2 基于 TVP-VAR-GCK 模型的量价关系时变特征分析

在设定混合更新变量(mixture innovation variable)的条件下,TVP-VAR-GCK 模型可以通过设定 K 或其转移概率 p 的先验值嵌套不同类型的 TVP-VAR 族模型.

在 Primiceri^[23] 的参数矩阵逐步时变假设外,

基于 Pesaran 等^[28] 等在结构变化领域研究的少量结构变化模型基础上,本文模型设定考虑具有少量变化点的结构.TVP-VAR-GCK 模型的优势在于其无须人为假设具体的结构变化点个数,结构变化点的个数将由先验信息约束,并由根据数据进行 MCMC 抽样的后验参数最终决定,从而实现基于数据的客观推断模式.

本文设定的模型结构类型主要有: 最少信息的 beta 分布先验模型 (least-informed beta, LI)、少数截断点先验 (较多先验信息) 模型 (few break, FB) 和常数项 VAR 模型, 各模型的 K 值及其转移概率值 p 分布参数的先验设定

见表 3. 由于在实证结果中发现参数矩阵 A_t 转移概率 p 在最小先验信息模型和少数截断点模型框架下的后验抽样均值较低, 本文增加了对上述模型的 A_t 矩阵非时变先验设置 (LIAC, FBAC).

表 3 实证分析中应用的 K 值及其转移概率值 p 分布参数的先验设定

Table 3 Models and priori set for the Markov random vector K and the transition probability p

模型类型	VAR 系数 α_t	对角方差矩阵 Σ_t	同期相关矩阵 A_t
最小先验信息 (LI)	$\beta_{11} = 0.5\sqrt{t} \quad \beta_{21} = 0.5\sqrt{t}$	$\beta_{11} = 0.5\sqrt{t} \quad \beta_{21} = 0.5\sqrt{t}$	$\beta_{11} = 0.5\sqrt{t} \quad \beta_{21} = 0.5\sqrt{t}$
最小先验信息 (A_t 非时变, LIAC)	$\beta_{11} = 0.5\sqrt{t} \quad \beta_{21} = 0.5\sqrt{t}$	$\beta_{11} = 0.5\sqrt{t} \quad \beta_{21} = 0.5\sqrt{t}$	$K_{3t} = 0$ 对所有的 t
少量截断点 (FB)	$\beta_{11} = 0.01 \quad \beta_{21} = 10$	$\beta_{11} = 0.01 \quad \beta_{21} = 10$	$\beta_{11} = 0.01 \quad \beta_{21} = 10$
少量截断点 (A_t 非时变, FBAC)	$\beta_{11} = 0.01 \quad \beta_{21} = 10$	$\beta_{11} = 0.01 \quad \beta_{21} = 10$	$K_{3t} = 0$ 对所有的 t
常系数 VAR (VAR)	$K_{1t} = 0$ 对所有的 t	$K_{2t} = 0$ 对所有的 t	$K_{3t} = 0$ 对所有的 t

TVP-VAR-GCK 模型测度方程和状态方程的各参数矩阵及其分布参数初值通过试训样本期 (training sample) 标准常参数 VAR 模型的 OLS 回归得出, 包括 VAR 系数 $\hat{\alpha}_0$, 误差协方差矩阵 $\hat{\Omega}$ 及其子矩阵 \hat{a}_0 和 \hat{h}_0 , 以及 $\hat{\alpha}_0$ 和 \hat{a}_0 的方差矩阵 \hat{V}_α 和 \hat{V}_a . 试训样本长度为 20.

由此可构建各参数状态方程的先验分布

$$\alpha_0 \sim N(\hat{\alpha}_0, \hat{V}_\alpha)$$

$$a_0 \sim N(\hat{a}_0, \hat{V}_a)$$

$$\ln(\mathbf{h}_0) \sim N(\ln(\hat{\mathbf{h}}_0), I_p)$$

本文 TVP-VAR-GCK 模型的最优滞后阶数 $plag = 2$, 最优滞后阶数根据 Sims^[33-34] 方法确定. 用于模型参数和结构变化辅助参数 MCMC 抽样的迭代次数为 20 000 次, 其中预烧样本为 5 000.

表 4 的实证结果可用于判断何种模型结构最契合股票的样本数据特征, 并可用于进行量价关系时变特征和脉冲响应分析.

本文用于进行模型结构判断的准则主要有:

- 1) 各参数矩阵转移概率的抽样后验均值;
- 2) 贝叶斯概率中模型结构选择的准则——边际似然值;
- 3) 对数似然期望值. 采用混合更新方法建模的 TVP-VAR-GCK 模型的优势在于研究者可以通过查看各参数矩阵转移概率的抽样后验均值选择数据支持的模型类别. 传统的贝叶斯模型比较方法通过边际似然概率进行模型选择, 但是该准则对

先验信息的敏感程度要高于后验概率均值, 尤其在面临 TVP 族模型高维参数空间的条件下. 通过将边际似然值条件中所有参数的 MCMC 抽样值进行平均, 可以得到似然函数的期望值. 在应用上, 期望似然值的作用类似于传统的信息准则 (SC, AIC 等), 但其基于对数似然函数并采用后验值计算. 由于在计算过程中并不包含先验信息, 因此该指标对先验假设的选择并不敏感. 期望似然值可近似地等价于对数边际似然值. 在本文中, 边际似然值和对数期望似然值都通过在 Gelfand-Dey MCMC 算法^[35] 基础上改进的 GCK 算法进行计算.

从表 4 的回归结果来看: 在参数的变化与否上 3 个判定准则一致支持模型整体存在着显著的参数时变特征. 基于各模型后验转移概率判断, 两只股票测度方差回归误差的方差矩阵 Σ_t 都发生了较为显著的随时间渐变的特征, 服从随机波动的渐变过程; 模型系数 α_t 的转移概率在不同模型结构下出现较大差异, 需要结合其他判断准则进一步分析; A_t 矩阵的转移概率在不同模型结构下数值都较低, 对于上证综指、招商银行和万科, 本文将其设定为常数项. 本文根据边际似然值和对数似然期望值选择参数变化类型进行脉冲响应函数研究: 上证综指和万科为 A_t 矩阵固定的少数截断点结构 (FBAC)、深证综指为 A_t 矩阵固定的最小信息先验结构 (LI)、招商银行为最小信息先验的逐步时变结构 (LIAC).

表4 混合更新的多元随机波动 TVP-VAR 模型各结构后验抽样结果

Table 4 Results of the mixture innovation TVP-VAR with multivariate stochastic volatility and restricted versions

上证综指 Shanghai composite index						深证综指 Shenzhen composite index					
模型结构	$E(p_1 Y)$	$E(p_2 Y)$	$E(p_3 Y)$	边际似然值	对数似然期望	模型结构	$E(p_1 Y)$	$E(p_2 Y)$	$E(p_3 Y)$	边际似然值	对数似然期望
LI	0.84	0.88	0.47	-5.45	-0.20	LI	0.86	0.90	0.42	36.36	3.28
LIAC	0.83	0.89	0	-0.66	-0.15	LIAC	0.84	0.90	0	14.85	2.52
FB	0.29	0.82	0.08	2.55	1.35	FB	0.19	0.80	0.06	12.50	3.29
FBAC	0.27	0.83	0	5.13	2.15	FBAC	0.20	0.80	0	-5.20	2.22
VAR	0	0	0	2.25	2.03	VAR	0	0	0	6.06	2.58

招商银行 ZSYH						万科 WK					
模型结构	$E(p_1 Y)$	$E(p_2 Y)$	$E(p_3 Y)$	边际似然值	对数似然期望	模型结构	$E(p_1 Y)$	$E(p_2 Y)$	$E(p_3 Y)$	边际似然值	对数似然期望
LI	0.93	0.96	0.36	14.64	7.55	LI	0.95	0.97	0.25	2.47	1.63
LIAC	0.83	0.94	0	27.19	15.23	LIAC	0.82	0.90	0	-6.67	-2.75
FB	0.10	0.81	0.03	6.32	3.41	FB	0.22	0.84	0.20	5.29	1.9
FBAC	0.10	0.81	0	4.68	3.52	FBAC	0.17	0.80	0	7.81	4.13
VAR	0	0	0	2.83	2.66	VAR	0	0	0	2.21	1.37

在选择了样本期内的2010年2月22日、2010年4月16日和2010年5月21日3个时点用于量价关系的时变特征分析. 其中2010年2月22日为股指期货开户启动日, 2010年4月16日为沪深300股指期货正式上市交易日, 2010年5月21日为沪深300股指期货新合约上市日. 在上述日期都发生了市场结构变化上的相关信息冲击. 表5中给出了上证综指FBAC结构、深证综指LI结构模型设定上, 上述模型相对 Primiceri^[23] 的变维度 TVP-SV-VAR 模型在参数维度上要简洁; 相对于

传统的常参数 VAR 模型则能客观地反应变量数据的结构变化特征. 他们是基于数据条件下两类模型族较好的折衷.

本文对两个市场指数和两只股票的量价关系分析将基于上述模型结构展开. 结合我国融资融券和股指期货业务的发展历程, 表5给出了上证综指FBAC结构、深圳综指LI结构、招商银行FIAC结构和万科FBAC结构的TVP-VAR-GCK模型量价关系系数的后验抽样均值. 图2为量价关系系数的时变图.

表5 TVP-VAR-GCK 模型系数后验抽样均值

Table 5 The posterior means of the TVP-VAR-GCK coefficients of the FBAC model and LIAC model

(a) 上证综指 FBAC 结构系数的后验估计均值

(a) FBAC model for SHSE

参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
dr_t/v_{t-1}	-0.127	-0.114	-0.166	-0.116
dr_t/r_{t-1}	0.010	0.001	-0.003	0.013
dr_t/v_{t-2}	-0.098	-0.120	-0.083	-0.023
dr_t/r_{t-2}	0.198	0.190	0.190	0.223

(b) 深证综指 LI 结构系数的后验估计均值

(b) LI model for SZSE

参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
dr_t/v_{t-1}	-0.049	-0.044	-0.056	-0.046
dr_t/r_{t-1}	-0.029	-0.036	-0.030	-0.024
dr_t/v_{t-2}	-0.024	-0.025	-0.037	-0.010
dr_t/r_{t-2}	-0.056	-0.067	-0.057	-0.051

(c) 招商银行 LIAC 结构系数的后验估计均值

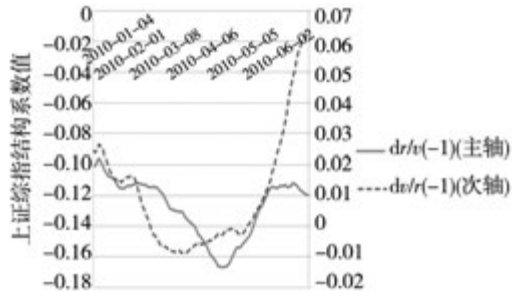
(c) LIAC model for ZSYH

参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
dr_t/v_{t-1}	-0.016	-0.007	-0.014	-0.027
dr_t/r_{t-1}	0.236	0.215	0.242	0.245
dr_t/v_{t-2}	-0.005	-0.039	-0.012	0.031
dr_t/r_{t-2}	-0.266	-0.270	-0.275	-0.237

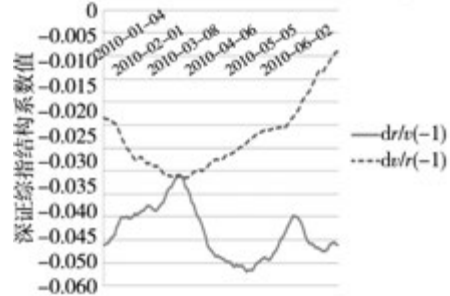
(d) 万科 FBAC 结构系数的后验估计均值

(d) FBAC model for WK

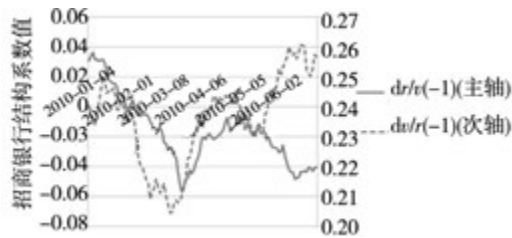
参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
dr_t/v_{t-1}	-0.076	-0.057	-0.059	-0.119
dr_t/r_{t-1}	-0.042	-0.081	-0.057	0.007
dr_t/v_{t-2}	0.098	0.002	0.084	0.254
dr_t/r_{t-2}	-0.080	-0.129	-0.100	0.010



(a) 上证综指数时变图
(a) SHSE



(b) 深证综指数时变图
(b) SZSE



(c) 招商银行系数时变图
(c) ZSYH



(d) 万科系数时变图
(d) WK

图 2 指数样本和个股样本的量价关系系数时变图

Fig. 2 Time-varying patterns of the price-volume relationship

表 5 显示,各研究对象在不同时点的量价关系系数数值大小不一,系数值随时间推移发生明显变化.在量价的相互影响方向上,指数样本结果显示,上证综指和深证综指的交易量滞后值对收益率产生负向影响,收益率滞后值对交易量的影响方向则不确定.个股样本显示,招商银行的交易量的滞后期对收益率影响始终为负,而万科的交易量的滞后期对收益率的影响经历了由负到正的变化,与之相对,万科的收益率的滞后期对交易量影响始终为负,而招商银行收益率滞后期对交易量的影响经历了由正转负的变化.图 2 也表明市场和个股的量价关系均表现出显著的时变特征.此外,从图 2(a)看,上证综指收益率滞后值对交易量的影响存在负向影响,而交易量滞后期对收益率存在由正到负再由负到正的时变过程.由此可见,受第一波卖空冲击影响,沪市形成负向的正反馈环,但随后又被新一轮的卖空冲击打破恢复不

对称的特征.从图 2(b)看,深证综指的收益率滞后值对交易量、交易量滞后值对收益率均产生负向影响,表现出显著的正反馈特征.根据图 2(c),招商银行的收益率对交易量的影响呈现由正到负的变化过程,但交易量对收益率的影响始终为正,量价关系具有非对称性.根据图 2(d),万科的收益率对交易量的影响始终为负,而交易量对收益率的反向影响经历由负到正的变化过程,反映万科的量价关系显著的非对称特征.对比图 2(c)和图 2(d),招商银行在 2 月 22 日股指期货启动日前量价关系表现出明显的正反馈交易特征,而万科则在 5 月 21 日股指期货新合约上市之前表现出显著的正反馈交易特征.由此可见,卖空交易的冲击打破了原有市场的正反馈环,而招商银行对市场冲击反应更为迅速.对比市场指数的系数时变图 and 对应个股的系数时变图,个股和各自的市场指数的量价关系的系数的时变趋势具有一致性,反

映个股的量价关系变化同时受到市场量价关系变化的影响。

在上述模型结构下,基于 varimin 准则确定的变量次序,本文对结构形式的 TVP-VAR-GCK 模型误差协方差矩阵进行 Choleski 分解,以分析同期变量误差间的相互影响。分解的后验抽样均值的结果如表 6 所示。

误差方差协方差矩阵分解结果显示,上证综

指、招商银行交易量对收益率的同期单位结构冲击效应为正,万科交易量对收益率的同期单位结构冲击效应为负,后验抽样均值在全样本和不同时点数值的变化显示冲击效应呈现出显著时变特征。深证综指同期量价关系的时变特征较为明显,同期交易量单位结构冲击对收益率的影响方向在不同时点出现明显变化。上述结果显示,分析对象的同期量价关系在样本期内具有时变性。

表 6 误差冲击同期相关矩阵后验抽样均值

Table 6 The posterior means of Choleski decomposition results of error correlation matrix

(a) 上证综指 (a) SHSE					(b) 深证综指 (b) SZSE				
参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日	参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
r/r	1.138	0.898	1.662	1.970	r/r	1.662	0.832	1.368	2.478
s/r	-1.461	0.001	0.068	-0.246	v/r	3.580	0.020	0.011	-0.576
v/r	1.113	0.059	0.026	0.282	s/r	-0.616	0.003	-0.016	0.097
s/s	1.018	1.061	2.008	0.881	v/v	2.987	1.365	2.130	5.065
v/s	-2.872	-2.256	-3.502	-4.300	s/v	-0.463	-0.027	-0.156	-1.025
v/v	2.228	1.897	3.029	3.731	s/s	0.227	0.165	0.167	0.198

(c) 招商银行 (c) ZSYH					(d) 万科 (d) WK				
参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日	参数	全样本均值	2月22日	4月16日	5月21日
r/r	0.197	0.197	0.073	0.066	r/r	6.369	1.292	6.541	4.510
v/r	0.629	0.661	0.244	0.222	v/r	-1.633	-0.332	-1.679	-1.158
s/r	-0.009	-0.010	-0.003	-0.003	s/r	-0.102	-0.020	-0.105	-0.072
v/v	0.723	0.343	0.606	0.487	v/v	2.230	2.807	3.755	3.855
s/v	-0.012	-0.006	-0.010	-0.008	s/v	0.035	0.045	0.060	0.061
s/s	0.128	0.076	0.214	0.203	s/s	1.706	0.034	0.082	0.138

3.3 卖空制度对收益率、交易量冲击的时变脉冲响应函数分析

为分析市场结构变化对标的股票交易的收益率、交易量造成的影响,需要将前述的紧凑型方程转化为结构型方程以便获得结构化的理解。结合式(3) H_t 矩阵的参数化形式,结构化误差 u_t 服从分布 $N(0, I)$, 结构化模型形式为

$$y_t = Z_t \alpha_t + Y_t u_t \tag{15}$$

式中 Y_t 为结构化模型的识别约束,为下三角形。紧凑型和结构型之间参数的关系为

$$Y_t = A_t^{-1} \sum_i \tag{16}$$

因此,对 A_t 和 Σ_t 的 MCMC 抽样后验值可用于生成 Y_t , 并由此得到脉冲响应函数。

脉冲响应函数可由 VAR 模型的向量移动平均(vector moving average, VMA) 形式得到。在线性 VAR 的框架下, VMA 形式为

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i u_{t-i} \tag{17}$$

其中 θ_i 代表了一单位结构冲击在未来第 i 期的脉冲反应。而在 TVP-VAR-GCK 模型框架下, VMA 模型系数 θ_i 也是时变的,其形式为

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_{t-i} u_{t-i} \tag{18}$$

这意味着在计算脉冲响应时会产生两个问题: 首先脉冲响应也是时变的, 其次是计算过程冗余和计算量较大。在脉冲响应时变的条件下, τ 时刻一单位结构误差对 $\tau + h$ 时刻变量冲击的脉冲

响应函数可表示为条件期望方程差分

$$E(y_{\tau+h} | I_{\tau}, \mu_{\tau} = 1) - E(y_{\tau+h} | I_{\tau}) \quad (19)$$

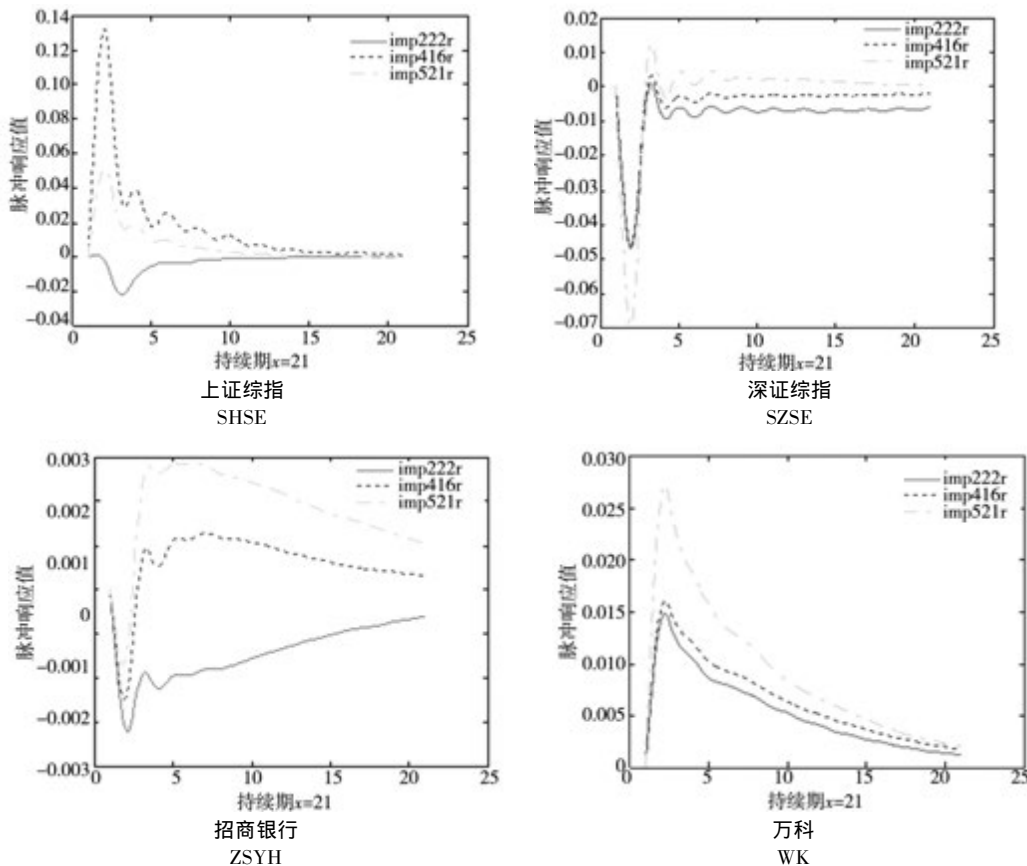
其中 I_{τ} 代表在 τ 时刻的信息集. 在非线性的时变模型结构条件下, 上述条件期望通常由模拟分析解出^[36]. 这意味着在计算上存在较大的难度. 本文将通过结构 TVP-VAR-GCK 模型在 τ 时刻的参数(系数 α_t 和 γ_t) 计算特定时刻的脉冲响应函数.

在量价关系分析的基础上, 本文应用脉冲响应函数分析 2010 年 2 月 22 日、2010 年 4 月 16 日和 2010 年 5 月 21 日这 3 个时点的卖空交易制度对收益率和交易量的影响.

各时点收益率和交易量对卖空制度冲击的脉冲响应函数见图 3.

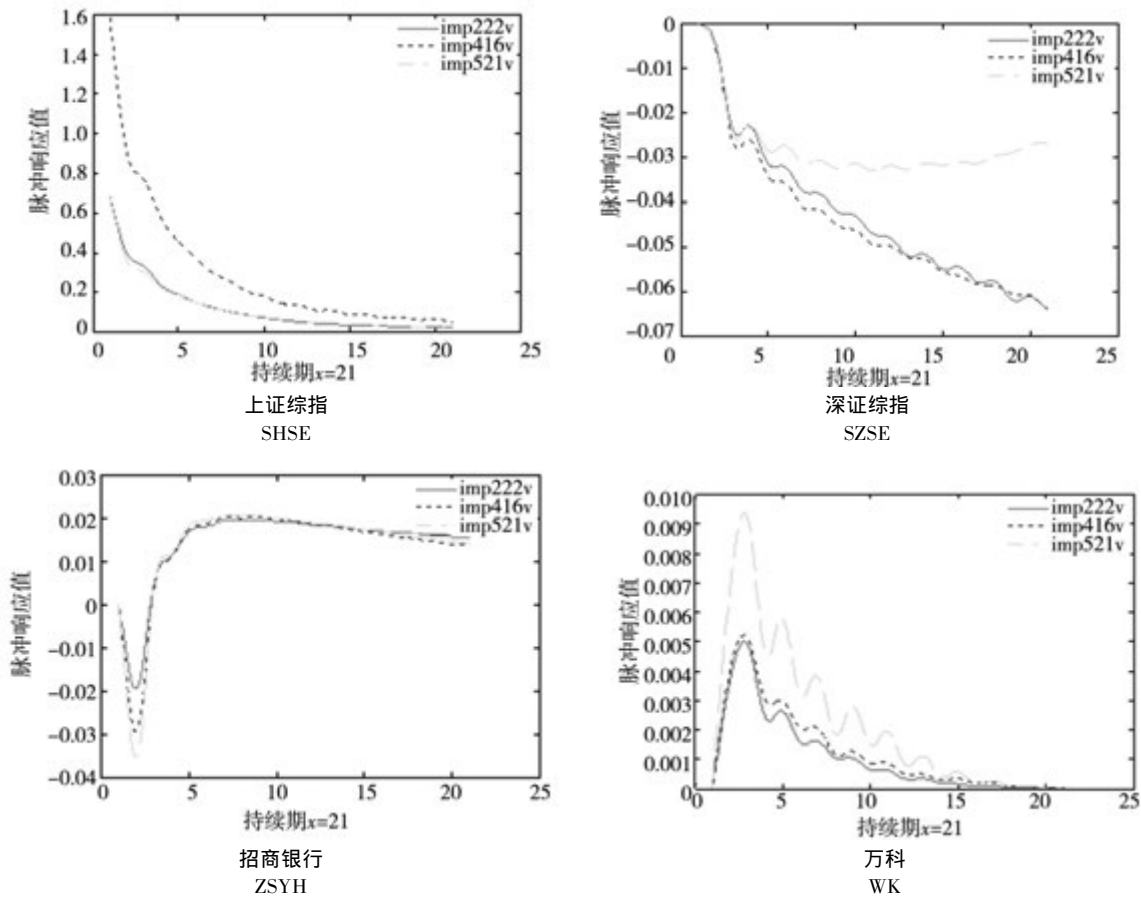
图 3(a) 显示, 卖空机制在 3 个时点上对上证综指和招商银行的收益率在股指期货开户日和股指期货合约上市这两个时点上具有较大的正向冲击, 不同的是卖空机制对招商银行的冲击先经历了短暂的负向冲击过程, 随后转变为明显的正向冲击; 在股指期货合约启动这个时点上, 上证综指和招商银行受

到卖空机制的负向冲击, 该冲击值在第 2 期至第 3 期达到最大. 从深证综指收益率的脉冲响应图来看, 卖空机制在 3 个时点上对深证综指收益率的负向冲击在第 2 期至第 3 期达到最大, 随后负向冲击减弱并出现转变为小的正向冲击. 而卖空机制对万科的收益率的冲击始终为正, 并在第 2 期至第 3 期达到峰值. 对比个股和市场对卖空机制冲击响应的程度与作用时期长短来看, 市场对卖空冲击的反应更为强烈, 但冲击对个股的作用时期更长. 图 3(b) 显示, 卖空机制对各研究对象交易量的冲击效应差别明显: 对上证综指交易量初始正向脉冲值最大并逐期衰减至 0; 对深证综指的初始脉冲值为 0, 随后负向影响逐步加大; 对招商银行的负向脉冲值在第 3 期达到最大并迅速逆转为正值, 随后逐步衰减至 0; 对万科的正向脉冲值在第 3 期达到峰值并逐期衰减至 0. 图 3 的脉冲响应函数显示出, 卖空制度对收益率和交易量的冲击具有明显的时变特征. 若应用常参数 VAR 模型下的脉冲响应函数分析, 将冲击模式设定为固定形式, 其实证结果将不可置信.



(a) 收益率对卖空制度冲击的脉冲响应函数

(a) Impulse response of stock returns to short-selling policy shocks



(b) 交易量对卖空制度冲击的脉冲响应函数

(b) Impulse response of trading volume to short-selling policy shocks Impulse response of trading volume to short-selling policy shocks

图3 各时点收益率和交易量对卖空制度冲击的脉冲响应函数

Fig. 3 Impulse response of stock return and trading volume to short-selling policy shocks

图3显示在不同时点,卖空交易机制对不同研究对象的收益率和交易量产生形态、程度差异明显的脉冲响应函数.通过TVP-VAR-GCK模型,可以从个体和时点两个维度更清晰地了解卖空交易机制对收益率和交易量的冲击效应.结合图2和图3来看,由于不同时点的卖空冲击对交易量和收益率存在不同方向或不同程度的冲击,造成市场或个股原有量价关系的固有特征被打破,形成新的关系形态.因此,卖空交易机制对收益率和交易量的时变冲击效应,某种程度上是导致量价关系发生时变的原因,一方面,股指期货的上市和卖空机制的引入为规避股市投资风险提供了有效对冲工具,并有助于提高股票市场流动性和价格发现功能.另一方面,股指期货的引入也进一步增加了市场投机活动和交易风险,从而增大股票市场的价格波动和市场风险.因此,正负效应的相互作用和此消彼长造成了量价关系的时变性.此外,

如用行为金融学来解释量价关系的时变性,可认为卖空机制的冲击效应是通过影响投资者的认知和情绪,逐步传导至市场指数和个股的收益率和交易量去的.因此,图3在一定程度上反映了我国投资者对卖空交易制度从陌生和期待到逐步理性认识的发展过程.此外,卖空交易机制冲击效应在样本和时间维度上的差异,主要由于市场信息传递效率在不同市场之间的差异以及个股存在的特质性,导致不同市场和股票之间对卖空机制冲击的反应速度和程度存在明显的个体差异性.

4 结束语

本文应用Urzuá^[24]的VAR_BE模型,基于varimin准则确定变量顺序,再运用Koop等^[22]的TVP-VAR-GCK模型,利用GCK算法等进行参数抽样,通过后验结果客观地判断量价关系是否出

现时变特征及分析不同时点下的量价关系系数,在此基础上,应用 TVP-VAR-GCK 模型下的脉冲响应函数分析卖空交易制度冲击对股票价格和交易量的影响. 研究主要结果表明,量价关系在卖空交易制度的影响下具有显著的时变性和差异性. 时变性表现在各研究对象在不同时点的滞后一期的量价关系系数值大小不一,系数值随时间推移发生明显变化;同期的量价关系系数值也有明显的时点差异. 差异性表现为:指数样本结果显示,上证综指和深证综指的交易量滞后值对收益率产生负向影响,收益率滞后值对交易量的影响方向则不确定,上证综指在2010年2月22日股指期货启动日和2010年5月21日股指期货新合约上市之间形成负向的正反馈环,并随即被打破,而深证综指始终表现为负向的正反馈特征;个股样本结果显示,招商银行在2010年2月22日股指期货启

动日之前量价关系表现出明显的正反馈交易特征,而万科则在2010年5月21日股指期货新合约上市之前表现出显著的正反馈交易特征.

在此基础上,本文应用 TVP-VAR-GCK 模型下的脉冲响应函数分析卖空交易制度冲击对股票价格和交易量的影响. 对收益率的研究发现:从冲击响应的程度与作用时期长短来看,市场对卖空冲击的反应更为强烈,但冲击对个股的作用时期更长. 对交易量的研究发现:卖空机制对交易量的冲击具有显著的个体效应. 脉冲响应函数表明卖空制度对收益率和交易量的冲击具有明显的时变特征. 若应用常参数 VAR 模型下的脉冲响应函数分析,其实证结果将不可置信.

本文发现模型变量的方差矩阵具有显著时变特征,意味着所有变量的方差在样本期间都服从随机波动的渐变过程.

参 考 文 献:

- [1] Karpoff J M. The relation between price changes and trading volume: A survey [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987, 22(1): 109 - 126.
- [2] Milgrom P R, Weber R J. Distributional strategies for games with incomplete information [J]. *Mathematics of Operations Research*, 1985, 10(4): 619 - 632.
- [3] Kyle A S. Continuous auctions and insider trading [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985, 53(6): 1315 - 1335.
- [4] Glosten L R, Milgrom P R. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1): 71 - 100.
- [5] Gallant A R, Rossi P E, Tauchen G. Stock prices and volume [J]. *Review of Financial Studies*, 1992, 5(2): 199 - 242.
- [6] Shiller R J. Measuring bubble expectations and investor confidence [J]. *The Journal of Psychology and Financial Markets*, 2000, 1(1): 49 - 60.
- [7] Kambhu J, Mosser P. The effect of interest rate options hedging on term-structure dynamics [J]. *Economic Policy Review*, 2001, 7(3): 51 - 70.
- [8] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2): 375 - 410.
- [9] Pástor L, Stambaugh R F. Mutual fund performance and seemingly unrelated assets [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 63(3): 315 - 349.
- [10] Hasbrouck J. Measuring the information content of stock trades [J]. *The Journal of Finance*, 1991, 46(1): 179 - 207.
- [11] Cohen B H, Shin H S. Positive feedback trading under stress: Evidence from the US Treasury securities market [J]. *Global Economic Review*, 2013, 42(2): 314 - 345.
- [12] Hasbrouck J. *Trading Fast and Slow: Security Market Events in Real Time* [R]. New York: New York University, 1999.
- [13] 王承伟, 吴冲锋. 中国股市价格—交易量的线性及非线性因果关系研究 [J]. *管理科学学报*, 2002, 5(4): 7 - 12.
Wang Chengwei, Wu Chongfeng. Linear and nonlinear granger causality test of stock price volume relation: Evidences from Chinese markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2002, 5(4): 7 - 12. (in Chinese)
- [14] 华仁海, 仲伟俊. 我国期货市场期货价格收益, 交易量, 波动性关系的动态分析 [J]. *统计研究*, 2003, (7): 25

- 30.

Hua Renhai, Zhong Junwei. The dynamic relation between returns, trading volume and volatility in futures Markets in China [J]. *Statistic Research*, 2003, (7): 25-30. (in Chinese)

- [15] 文凤华, 饶贵添, 张小勇, 等. 去异方差交易量与价格波动关系研究 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(3): 64-72.
Wen Fenghua, Rao Guitian, Zhang Xiaoyong, et al. Empirical study on the relationship between persistence-free trading volume and stock return volatility [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(3): 64-72. (in Chinese)
- [16] Chuang W I, Liu H H, Susmel R. The bivariate GARCH approach to investigating the relation between stock returns, trading volume, and return volatility [J]. *Global Finance Journal*, 2012, 23(1): 1-15.
- [17] Podobnik B, Horvatic D, Petersen A M, et al. Cross-correlations between volume change and price change [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2009, 106(52): 22079-22084.
- [18] He L Y, Chen S P. A new approach to quantify power-law cross-correlation and its application to commodity markets [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 2011, 390(21): 3806-3814.
- [19] 吴吉林. 基于机制转换 Copula 模型的股市量价尾部关系研究 [J]. *中国管理科学*, 2012, 20(05): 16-23.
Wu Jilin. Nonlinear relationship of tail dependence between price and trading volume in Chinese stock market [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2012, 20(05): 16-23. (in Chinese)
- [20] Henry O T, McKenzie M. The impact of short selling on the price-volume relationship: Evidence from Hong Kong [J]. *The Journal of Business*, 2006, 79(2): 671-691.
- [21] Diether K B, Lee K H, Werner I M. Short-sale strategies and return predictability [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(2): 575-607.
- [22] Koop G, Leon-Gonzalez R, Strachan R W. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33(4): 997-1017.
- [23] Primiceri G. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy [J]. *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3): 821-852.
- [24] Urzúa C M. A back-of-the-envelope rule to identify atheoretical VARs [J]. *Brazilian Review of Econometrics*, 2008, 28(2): 249-261.
- [25] Chib S. Estimation and comparison of multiple change-point models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 86(2): 221-241.
- [26] Maheu J M, Gordon S. Learning, forecasting and structural breaks [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2008, 23(5): 553-583.
- [27] Pastor L, Stambaugh R F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns [R]. National Bureau of Economic Research, 2001.
- [28] Pesaran M H, Pettenuzzo D, Timmermann A. Forecasting time series subject to multiple structural breaks [J]. *The Review of Economic Studies*, 2006, 73(4): 1057-1084.
- [29] McCulloch R E, Tsay R S. Bayesian inference and prediction for mean and variance shifts in autoregressive time series [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1993, 88(423): 968-978.
- [30] Gerlach R, Carter C, Kohn R. Efficient Bayesian inference for dynamic mixture models [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2000, 95(451): 819-828.
- [31] Durbin J, Koopman S J. A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis [J]. *Biometrika*, 2002, 89(3): 603-616.
- [32] Kim S, Shephard N, Chib S. Stochastic volatility: Likelihood inference and comparison with ARCH models [J]. *The Review of Economic Studies*, 1998, 65(3): 361-393.
- [33] Sims C A. Macroeconomics and reality [J]. *Econometrica*, 1980, 48(1): 1-48.
- [34] Sims C A. *Macroeconomics and Reality* [M] // Granger C W J. *Modelling Economic Series*, Oxford: Clarendon Press, 1991.
- [35] Gelfand A E, Dey D K. Bayesian model choice: Asymptotics and exact calculations [J]. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 1994, 56(3): 501-514.
- [36] Koop G. Parameter uncertainty and impulse response analysis [J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 72(1): 135-149.

Time-varying price-volume relationship based on TVP-VAR-GCK model

*CHEN Lang-nan*¹, *LUO Jia-wen*¹, *LIU Hao*²

1. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. China Merchant Bank, Shenzhen 518040, China

Abstract: This article investigates the time-varying price-volume relationship and the impact of short-sell shocks on the price-volume relationship by utilizing the TVP-VAR-GCK Model of Koop et al. (2009). The most probable variables order in the VAR model and the impulsive function are selected by employing the VAR_BE model and varimin criteria. The results reveal that the price-volume relationship is significantly time-varying and different samples (both indices and individual stocks) have distinct patterns. The results also suggest that the market structural change has a time-varying impact on the price-volume relationship. The results are consistent with the behavior finance theory on the price-volume relationship, which reflects the learning process of investors in response to the structure changes in the stock exchanges in China.

Key words: time-varying price-volume relationship; TVP-VAR-GCK model; short-sell shocks; varimin criteria; VAR_BE model

(上接第 23 页)

Decisions on pricing and timing in online group buying

TANG Yao, *MA Shi-hua*

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

Abstract: Relative to the wide application of online group buying in practice, there has been scant academic research. This paper is devoted to fill this gap by investigating the decisions on pricing and timing in online group buying market. Based on the degree of consumers' heterogeneity and time-sensitivity, we first subdivide the market and then examine the optimal strategies individually. Our results show that: 1) In the maximizing the seller's revenue, pricing and timing decisions always exhibit some functional relationship. However, this relationship varies according to different market characteristics. 2) The principal of timing decision is to guarantee the purchase of every consumer in each segmented market. 3) Contrast to the unique optimal strategy in time-sensitive market, there have been two optimal strategies in the heterogeneous market, i. e., low pricing and high pricing. Which strategy should be adopted depends on the specific characteristics of the heterogeneous market. Finally, we conclude and present the selection process of the optimal strategy in the online group buying market.

Key words: group buying; heterogeneous customers; time sensitive; product pricing; promotion time