

上海证券交易所市场量价关系的分位回归分析

钱争鸣 郭鹏辉

(厦门大学经济学院计划统计系)

【摘要】传统回归估计往往错估真实的量价关系，且高估的情况多于低估的情况。本文在区分收益率与收益率绝对量的基础上，采用分位回归模型方法对沪市的量价关系进行深入分析。结果表明，沪市存在显著的量价关系；收益率与交易量存在显著的非对称 V 型量价关系，且正向量价关系强于负向量价关系；收益率绝对量与交易量存在显著的正向关系，且价格波动越大时量价关系越强。

关键词 收益率 交易量 量价关系 分位回归

中图分类号 F831 **文献标识码** A

The Quantile Regression Analysis on the Price-Volume Relationship of Shanghai Stock Exchange

Abstract : The traditional OLS method often misestimates the real price-volume relationship , and the overestimation appears more often. After dividing return per se and absolute return , the price-volume relationships of Shanghai Stock Exchange are studied by quantile regression. The empirical results prove that there exist marked price-volume relationships in Shanghai Stock Exchange. The relationship between return per se and volume presents an obvious unsymmetrical V-shape , where the positive ones are stronger than the negative ones. The relationship between absolute return and volume is positive , and the price-volume relationship presents stronger when price fluctuates more intensely.

Key words : Market Return ; Volume ; Price-Volume ; Quantile Regression

引 言

资本市场中交易量与资产价格之间关系（简称量价关系）的研究具有重要的理论和实践意义。Gallant 等（1992）指出，对股价与交易量的联合动态研究，能够提供比仅对股价的单一变动研究更多的关于资本市场的信息。在传统的资本市场一般均衡理论中，通常仅以资本市场收益率为研究对象。如资产组合选择理论以资产价格序列为基础，通过计算多种证券收益率的期望和方差，进而计算均值-方差有效资产组合集，然后以此为基础求解投资的最

优组合。资本资产定价模型假设交易者具有齐次预期，要求交易者对证券的预期收益率、标准差和协方差看法一致，且交易者可以持续免费获得市场信息，交易者对市场信息的反应一致，市场收益率在交易者一致的市场行为下实现均衡。而套利定价模型则假设所有交易者为理性人，交易行为只是实现市场均衡的过程，当资产价格均衡时则交易并不存在。传统均衡理论中隐含这样一个假设，即价格信号包含了交易量的所有信息，因此对资本市场的研究只需集中在对价格的分析即可。换言之，交易量在资本市场中不具有研究价值。

随着资本市场的发展和理论的演进，研究者逐渐发现，传统理论中的代表性交易者假设和市场信息获得，以及对信息反应的无差异性假设是不合理的。在实际资本市场运行当中，市场信息的传递速度、流向以及制度性限制等因素都可能使得交易者对信息的获得存在差异，且交易者对信息的反应速度和能力也存在区别，即交易者具有差异性。而这种差异性反映到资本市场当中即表现为交易行为的差异性，从而交易量成为影响资产价格的重要因素。因此，对量价关系的研究有助于对资本市场进一步了解。有关量价关系研究的重要性，Karpoff (1987) 指出至少具有4个方面的理由：量价关系研究有助于澄清资本市场的结构，通过量价关系的实证检验，可以对理论模型涉及的市场信息如何传递、市场规模以及空头交易限制等假设进行分析；量价关系研究对于事件研究 (Event Study) 具有重要意义，如果量价有某种联合分布的话，则纳入量价关系有助于增强检验的有效性；量价关系对于投机价格的经验分布研究非常关键。对于收益率分布的尖峰特征的解释主要基于稳定 Paretian 分布假设和混合分布假设 (MDH)，而量价关系检验通常支持混合分布假设，因此则可以用混合分布假设来解释某些现象；量价关系的研究对期货市场的研究具有相当重要的意义。同时，技术分析主要集中在对市场自身行为的分析，而资产价格与交易量是资本市场中两个最基本的统计指标，因此，量价关系是否存在对技术分析的存在价值具有决定性意义，而存在的量价关系表现如何则直接影响着技术分析的有效性。

一、文献综述

自 Osborne (1959) 把资本市场交易量纳入资产价格行为进行研究开始，已有许多学者对量价关系进行了探讨。Granger 和 Morgenstern (1963) 研究指出，纽约证券交易市场的量价之间并无任何显著关系存在；Godfrey 等 (1964) 对日数据的研究分析结果同样指出价格或价格变动的绝对量与交易量之间无显著的相关关系；但其后的许多研究则得出不同的结论。Karpoff (1987) 对有关量价关系的研究作了比较完整的文献回顾及评论，其中绝大部分研究证实量价关系的显著存在。

Ying (1966) 采用卡方检验、方差分析和交叉谱分析等一系列方法对量价关系进行研究，首先对量价之间的几种关系进行概括：价格上涨（正收益率）通常与高交易量相伴；价格下跌（负收益率）通常与低交易量相伴；价格大幅上涨或下降通常与交易量的大幅增加相伴。和 表明收益率与交易量之间存在正向关系，而 和 则表明收益率绝对量与交易量存在正向关系。这一结论得到上述提及的研究的支持，绝大多数学者的结论要么支持 和 ，要么支持 和 。而结论超出上述三种关系的情况极少，如 Rutledge (1984) 证实量价之间存在重大相关关系，但没有指明具体的相关方向。相对国外学者而言，国内学者对量价关系的研究起步较晚。尽管如此，近年来仍有部分学者开展了相关研究。这些学者基本认为中国股市存在明显的量价关系。

上述研究中，通常只考察变量之间的“平均”相关程度或关系，难以完整呈现量价之间

的主要关系。成交量与正负收益率之间关系可能存在着差异，对于这种差异的区分，文献中通常的做法是把收益率分为正负两类（如分为牛市、熊市两个样本，分别进行考察，然而这种以牺牲样本信息为代价的方法，无法呈现不同收益率与成交量的真实关系，如 Koenker 和 Hallock (2001) 指出，将整体样本切割成块进行估计的做法，可能导致严重的偏误。与此同时，绝对收益率的不同水平与成交量之间的关系也可能有所不同。前述实证研究中所采用的“平均”尺度只是对这些可能的差异的某种“折中”，而对不同价格波动水平下的成交量表现，却无法给予较为精确的测度，难以刻画出资本市场中量价关系可能存在的“多样性”。

为避免上述方法的限制与缺陷，本文采用 Koenker 和 Bassett (1978) 提出的分位回归 (Quantile Regression) 方法对中国股市量价关系进行分析。

二、分位回归模型与方法

分位回归的思想最早由 Koenker 和 Bassett (1978) 引入经济学分析。区别于最小二乘估计方法对因变量条件均值的考察，分位回归方法是以加权的平均绝对误差作为目标函数对回归系数进行估计，从而可以对不同分位的因变量进行考察。这里对该模型和方法作简要介绍。

令 y_t 和 x_t ($t=1, 2, \dots, n$) 分别表示因变量和自变量， n 为样本量。假定模型为线性，则构造第 τ ($0 < \tau < 1$) 个分位回归的目标函数如下：

$$V_n(\beta, \tau) = \frac{1}{n} \left[\tau \sum_{t: y_t - x_t \beta > 0} |y_t - x_t \beta| + (1 - \tau) \sum_{t: y_t - x_t \beta < 0} |y_t - x_t \beta| \right]$$

式中 τ 为以 τ 为权重的加权平均绝对误差。估计第 τ 个分位的参数估计值 $\hat{\beta}_\tau$ 即是对目标函数 $V_n(\beta, \tau)$ 的最小化。因此，分位回归方法即是建立在所谓的“最小一乘估计” (LAE) 思想之上。使 $V_n(\beta, \tau)$ 最小化的一阶条件是：

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t (I_{y_t - x_t \beta < 0} - \tau) = 0$$

其中， I 是示性函数 (Indicator Function)：

$$I_{y_t - x_t \beta < 0} = \begin{cases} 1 & y_t - x_t \beta < 0 \\ 0 & y_t - x_t \beta \geq 0 \end{cases}$$

利用线性规划方法对一阶条件求解即可得到分位回归参数估计值 $\hat{\beta}_\tau$ 。

对模型做适当的假设，则可以证明分位回归参数估计值 $\hat{\beta}_\tau$ 具有一致性 (相合性) 和渐近正态性，即：

$$P(\sqrt{n}(\hat{\beta}_\tau - \beta_\tau) \leq c) \rightarrow 1$$

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_\tau - \beta_\tau) \xrightarrow{D} N(0, \Sigma)$$

参见 Koenker, R. and G Bassett, 1978, *Regression Quantile*, *Econometrica*, 46, P33 ~ 50.

其中 $\beta = (1 - \rho) \left(- E [x_t x_t' f_{e(t)} | x_t(0)] \right)^{-1} E (x_t x_t') \left(- E x_t x_t' f_{e(t)} | x_t(0) \right)^{-1}$, $f_{e(t)} | x_t$ 为误差项 $e(t)$ 的条件概率密度函数。

传统的普通最小二乘法 (OLS) 是在给定自变量的基础之上, 对因变量的条件期望值进行估计, 在误差项服从独立正态分布的假设之下, 可以得到因变量条件期望值的无偏最佳估计量。OLS 方法同时隐含的假定是, 在不同分布点上自变量对因变量的影响是相同的。然而, 一旦正态分布假设不能满足或变量存在异常值 (outlier) 时, OLS 估计将出现极大的偏差, 即缺乏稳健性; 且不同分布点的估计结果可能存在很大的差异, 而 OLS 估计仅提供这些可能的差异的一种“平均”水平, 无法对不同分布点的差异做详细的刻画。

相比而言, 分位回归不对误差项的分布做具体假设, 因此对于非正态分布或异常值出现时的估计具有较强的耐抗性。而且分位回归借助于对不同分位点的估计, 从而能够提供更为完整的信息。事实上, 本文后续部分将证明所研究的收益率或收益率绝对量或成交量均不同程度地存在偏性和尖峰性, 并显著地不服从正态分布。实证结果也将表明, OLS 估计结果仅是不同分位估计结果的某种“平均”, 当正向量价关系力量强于负向量价关系时, OLS 估计结果为正。

三、研究设计与建模

1. 数据及来源

实证分析中, 通常以收益率或收益率的绝对量和成交量为变量来测度量价关系。本文旨在考察中国股市的量价关系, 选择沪市上证综合指数的日收盘指数 P 和股市的日成交量 q (成股), 样本期取自沪市开盘之日 (1990 年 12 月 19 日) 至本研究开始之日 (2006 年 12 月 6 日), 剔除个别数据缺失样本, 总计获得 3855 个样本, 数据来源于 Wind (万得) 金融证券数据库。

2. 变量设置

令收益率 $R_t = 100 \cdot \ln (P_t / P_{t-1})$, 成交量 $V_t = \ln (q_t)$ 。参照 Gallant 等 (1992) 的做法, 我们采取两个步骤消除原始收益率和交易量的日历效应 (calendar effects)、星期效应 (day-of-the-week)、月份效应 (month-of-the-year) 和时间趋势 (time trends)。

以收益率为例对具体调整方法进行说明:

(1) 建立如下均值和方差回归方程:

$$R_t = D_t \beta_R + u_t \quad (\text{均值方程}) \tag{1}$$

$$\ln (V_t^2) = D_t \beta_V + u_t \quad (\text{方差方程}) \tag{2}$$

其中 D_t 表示星期效应 (分别设置周二至周五 4 个虚拟变量, w_2, \dots, w_5)、月份效应 (分别设置 1 月至 11 月 11 个虚拟变量, m_1, m_2, \dots, m_{11}) 以及时间趋势 (分别设置一次方和二次方时间趋势, t, t^2) 的虚拟变量, β_R 和 β_V 为相应的参数向量, u_t 和 u_t 分别表示均值模型和方差模型的残差项。

(2) 利用方差方程 (2) 对均值方程 (1) 的残差进行标准化, 即进行日历效应和时间趋

本文采用 STATA 中自举法 (bootstrapping) 对概率密度函数进行估计, 重复抽样次数设为 100。

由于数据中部分成交量数据缺失, 损失样本 292 个; 且 1992-05-21 由于沪市全面开放股价, 上证指数从前日的 616.64 点飙升到 1265.79 点, 涨幅达 105%, 为保持数据的连续性, 故亦剔除。

势调整后的收益率为：

$$R_t^A = a + b \frac{1}{\exp(D_t R/2)} \quad (3)$$

其中 R 表示 R 的最小二乘估计量，选择 a 和 b 使得调整后的收益率 R_t^A 的均值与方差和原收益率 R_t 的均值与方差相等。类似地，我们亦可得到进行日历效应和时间趋势调整后的交易量 V_t^A 和收益率绝对量 $|R_t|^A$ 。

3. 数据统计特征描述和单位根检验

观察表 1 中有关收益率的统计特征及图 1 可以发现，调整前的收益率均表现出不同程度的右偏、尖峰和异方差态势。相比而言，调整后的收益率总体表现较好，右偏和尖峰程度均有明显的缓和，异方差性也比较不明显，但调整前后收益率均不服从正态分布，这从 J-B 统计量可以明显看出。单位根检验表明调整前后的收益率均在 1% 水平下显著平稳。

观察表 1 中有关成交量的统计特征及图 2 可以发现，未加调整的成交量呈现非常明显的时间趋势，且表现出左偏和尖峰态势。调整后的成交量明显地减缓时间趋势，趋向于服从正态分布，但仍呈现一定程度的左偏和尖峰态势。单位根检验表明调整前后的成交量均在 1% 水平下显著平稳。

观察表 1 中有关收益率绝对量的统计特征及图 3 可以发现，调整前后的收益率绝对量均表现出明显的右偏、尖峰态势和异方差态势。相比而言，调整后的序列统计性质得到改善，异方差性也得到缓和，但仍不服从正态分布。单位根检验显示调整前后的序列均在 1% 水平下显著平稳。

表 1 调整前后收益率（绝对量）与成交量的统计特征描述与单位根检验

统计量	R_t	R_t^A	V_t	V_t^A	$ R_t $	$ R_t ^A$
均值	0.05369	0.05369	10.18234	10.18234	1.44032	1.44032
中位数	0.052179	0.073538	10.91374	10.14634	0.873938	0.810989
最大值	28.861	24.39192	13.85807	17.13645	28.861	22.79445
最小值	-17.90509	-15.41278	0.871293	-12.7206	0	-0.752818
标准差	2.413886	2.413886	2.399743	2.399743	1.937696	1.937696
偏度	1.42441	0.949853	-1.6926	-0.16442	4.638894	2.993345
峰度	24.0042	14.59053	5.627583	4.721329	40.70763	18.646
J-B 统计量	72148.81	22129.36	2937.675	492.6572	242150.5	45018.99
ADF 检验统计量	-32.61081 **	-33.02738 **	-2.9099 *	-5.64163 **	-11.05925 **	-19.84599 **
PP 检验统计量	-60.14877 **	-60.59082 **	-4.76567 **	-14.762 **	-71.32956 **	-69.08279 **

注：*表示统计量在 5% 水平下显著；**表示统计量在 1% 水平下显著。

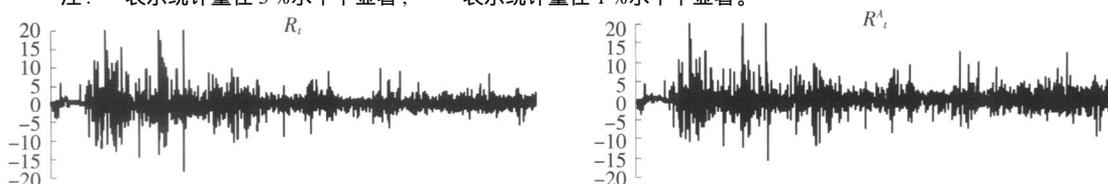


图 1 调整前后收益率序列对比

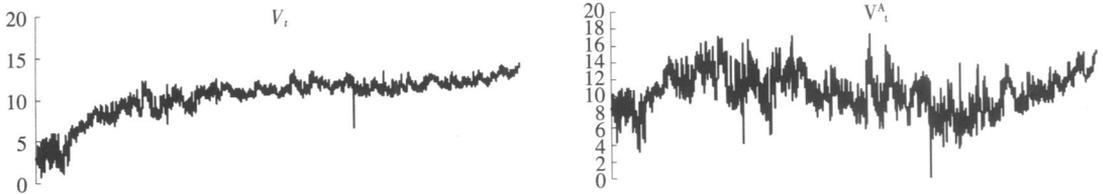


图 2 调整前后成交量序列对比

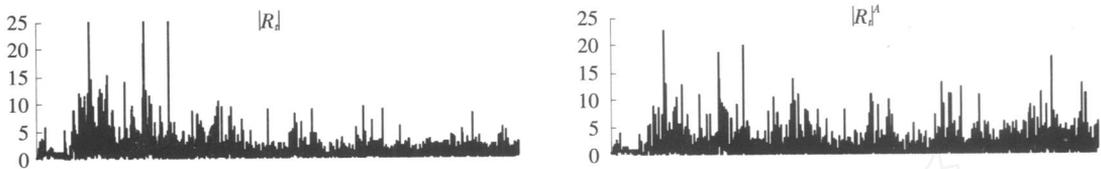


图 3 调整前后收益率绝对量序列对比

4. 实证模型

根据本文的研究目的建立如下量价关系模型：

$$R_t^A = \alpha + V_t^A + u_t \quad (\text{最小二乘模型, OLS}) \quad (4)$$

$$R_t^A = \alpha + V_t^A + u_t \quad (\text{分位回归模型, QR}) \quad (5)$$

其中因变量为收益率 R_t^A (收益率绝对量 $|R_t|^A$)，自变量为成交量 V_t^A ； $(0 < \alpha < 1)$ 表示分位数。下一步将对收益率与成交量以及收益率绝对量与成交量两种量价关系分别进行最小二乘估计和分位回归估计，并对结果进行对比分析。

四、结果分析与研究结论

我们分别以收益率 R_t^A 和收益率绝对量 $|R_t|^A$ 为因变量，以成交量 V_t^A 为自变量，利用 STATA 进行分位回归估计。为详细刻画，分位数 分别取 1%，5%，10%，…，95%，99%，同时进行最小二乘估计，并对比估计结果和研究结论分析。

1. 结果分析

首先从表 2 的估计结果和图 4 提供的信息可以发现，不同分位数有不同的估计结果，成交量 V_t^A 的参数估计值均在 1% (或 5%) 的水平下显著，但参数估计值有很明显的正负及大小差异。从估计值大小来看，从 1% 分位下的 -0.6252757 到 99% 分位下的 0.8783378，整体呈上升趋势；从估计值的绝对量大小来看，以估计值由负转正的 40% 分位 (0.0049244) 为折点，前部分呈下降趋势，后部分则呈上升趋势。当越接近价格波动的两端时，量价关系越为强烈 (尤其是在 1%~5% 和 95%~99% 分位)，且高分位上的量价关系强于低分位上的量价关系。随着价格波动向中间分位靠近，量价关系虽然明显但显然弱化。沪市中的量价关系符合 Ying (1966) 提出的价格上涨 (下跌) 通常与较高 (较低) 的成交量相对应，总体呈现出 Karpoff (1987) 指出的 V 型关系，但不是以零收益率 (0.0049244，40%) 为对称的非对称 V 形状 (图 6 左)。

表 2 收益率 R_t^A 与成交量 V_t^A 的分位回归结果

分位数	自变量	参数估计值	分位数	自变量	参数估计值
$q1$	V_t^A 截距项	- 0. 6252757 ** 0. 3080043	$q55$	V_t^A 截距项	0. 0821896 ** - 0. 5355617 **
$q5$	V_t^A 截距项	- 0. 3755461 ** 0. 3684968	$q60$	V_t^A 截距项	0. 0989609 ** - 0. 5188637 **
$q10$	V_t^A 截距项	- 0. 227246 ** - 0. 1076514	$q65$	V_t^A 截距项	0. 1252714 ** - 0. 580794 **
$q15$	V_t^A 截距项	- 0. 1669313 ** - 0. 1428187	$q70$	V_t^A 截距项	0. 1598224 ** - 0. 7244919 **
$q20$	V_t^A 截距项	- 0. 1215485 ** - 0. 1890497	$q75$	V_t^A 截距项	0. 2041351 ** - 0. 9214676 **
$q25$	V_t^A 截距项	- 0. 0847177 ** - 0. 1998534	$q80$	V_t^A 截距项	0. 267158 ** - 1. 253758 **
$q30$	V_t^A 截距项	- 0. 0454622 ** - 0. 2976039 *	$q85$	V_t^A 截距项	0. 3144061 ** - 1. 393103 **
$q35$	V_t^A 截距项	- 0. 0176217 ** - 0. 3504677 *	$q90$	V_t^A 截距项	0. 3887086 ** - 1. 603896 **
$q40$	V_t^A 截距项	0. 0049244 ** - 0. 36795 **	$q95$	V_t^A 截距项	0. 492798 ** - 1. 736271 **
$q45$	V_t^A 截距项	0. 0365173 * - 0. 4717422 **	$q99$	V_t^A 截距项	0. 8783378 ** - 2. 74235 *
$q50$	V_t^A 截距项	0. 0556056 ** - 0. 4539266 **	<i>OLS</i>	V_t^A 截距项	0. 1011438 ** - 0. 9761903 **

注：*表示统计量在 5 %水平下显著；**表示统计量在 1 %水平下显著。

表 3 收益率绝对量 $|R_t^A|$ 与成交量 V_t^A 的分位回归结果

分位数	自变量	参数估计值	分位数	自变量	参数估计值
$q1$	V_t^A 截距项	0. 0334866 ** - 0. 8140265 **	$q40$	V_t^A 截距项	0. 1278967 ** - 0. 6477291 **
$q5$	V_t^A 截距项	0. 0416256 - 0. 6888628 **	$q45$	V_t^A 截距项	0. 1494852 ** - 0. 7286791 **
$q10$	V_t^A 截距项	0. 0555168 ** - 0. 6616068 **	$q50$	V_t^A 截距项	0. 1664319 ** - 0. 745728 **
$q15$	V_t^A 截距项	0. 0579674 ** - 0. 5396915 **	$q55$	V_t^A 截距项	0. 1859208 ** - 0. 7845927 **
$q20$	V_t^A 截距项	0. 0672427 - 0. 5000599 **	$q60$	V_t^A 截距项	0. 2088359 ** - 0. 8492084 **
$q25$	V_t^A 截距项	0. 0823676 ** - 0. 5361563 **	$q65$	V_t^A 截距项	0. 2479141 ** - 1. 009397 **
$q30$	V_t^A 截距项	0. 0914741 ** - 0. 5157882 **	$q70$	V_t^A 截距项	0. 2759887 ** - 1. 071326 **
$q35$	V_t^A 截距项	0. 1035619 ** - 0. 5315257 **	$q75$	V_t^A 截距项	0. 3102689 ** - 1. 124694 **

(续)

分位数	自变量	参数估计值	分位数	自变量	参数估计值
q_{80}	V_t^A 截距项	0.3749902 ** - 1.366579 **	q_{95}	V_t^A 截距项	0.5889757 ** - 1.291252 *
q_{85}	V_t^A 截距项	0.3968174 ** - 1.138775 **	q_{99}	V_t^A 截距项	0.9194112 ** - 1.556734
q_{90}	V_t^A 截距项	0.4720541 ** - 1.24784 **	OLS	V_t^A 截距项	0.269661 ** - 1.30546 **

注：*表示统计量在5%水平下显著；**表示统计量在1%水平下显著。

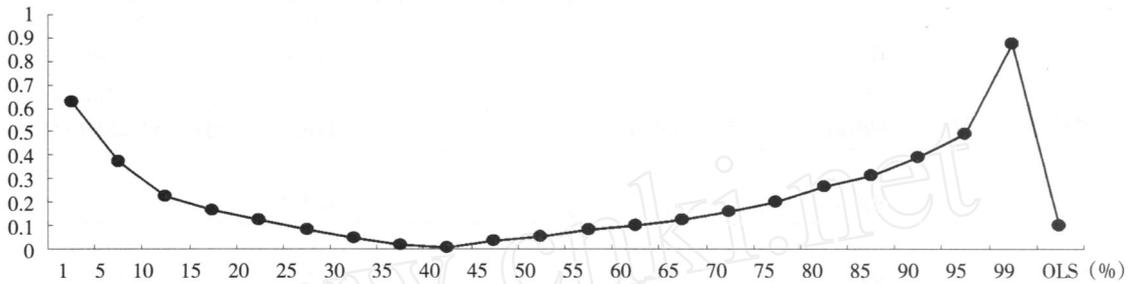


图4 表2成交量 V_t^A 参数估计量趋势

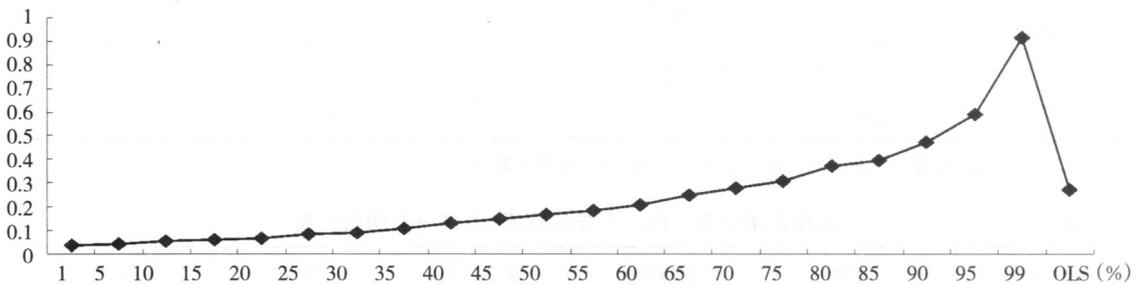


图5 表3成交量 V_t^A 参数估计量趋势

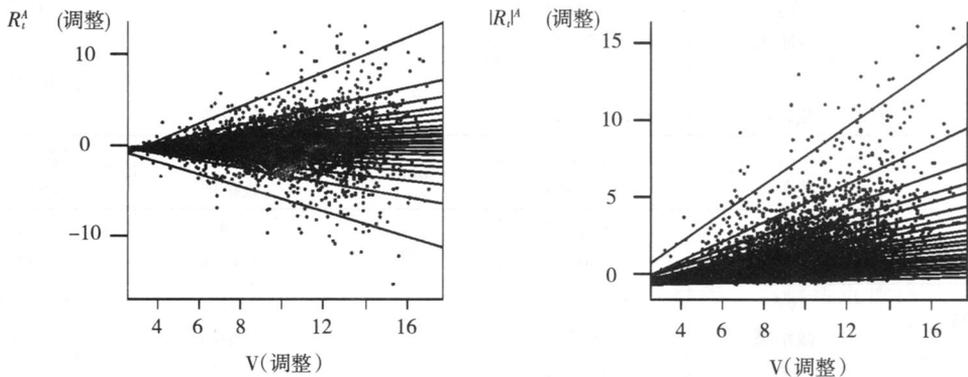


图6 收益率 R_t^A (收益率绝对量 $|R_t^A|$) 与成交量 V_t^A 分位回归斜率估计对比

观察表3中的估计结果和图5提供的信息。在不同分位数下的估计结果可以看出，成交

量 V_t^A 的参数估计值均在 1% 水平下显著, 且均为正值; 自变量估计值从低分位至高分位表现出明显的上升趋势, 且上升的幅度不断增大, 在 95% ~ 99% 分位上尤其突出 (从 0.5889757 至 0.9194112, 上升幅度达 56.1%)。这符合 Ying (1966) 所提出的价格大幅上涨或下降通常与交易量的大幅增加相伴, 即收益率绝对量 $|R_t|^A$ 与成交量 V_t^A 之间存在正向关系。这也与 Karpoff (1987) 指出的非对称量价关系相一致。

对比表 2 和表 3 中的分位回归与 OLS 估计结果。收益率 R_t^A 与成交量 V_t^A 的 OLS 估计量 (0.1011438) 高于 60% 以下所有的分位回归估计量, 低于 60% 以上所有的分位回归估计量, 与两端的估计量相差甚远 (-0.6252757 (1%) 和 0.8783378 (99%)), 仅相当于 60% 水平上分位回归结果 (0.0989609)。收益率绝对量 $|R_t|^A$ 与成交量 V_t^A 的 OLS 估计量 (0.269661) 高于 70% 以下所有的分位回归估计量, 低于 70% 以上所有的分位回归估计量, 与高端的水平相差甚远 (0.9194112 (99%)), 仅相当于 70% 水平上分位回归结果 (0.2759887)。这表明, OLS 估计结果仅仅体现了量价关系的总体关系, 无法刻画不同收益率水平下表现差异的量价关系。OLS 估计所反映的“平均”量价关系往往错估真实的量价关系。具体是, 当价格下跌或价格波动幅度较小时, OLS 高估量价关系; 而当价格上升或价格波动幅度较大时, OLS 低估量价关系。整体而言, 由于正向量价关系力量超过负向量价关系, 最终使资本市场的“平均”量价关系为正; 由于较多的较小价格波动“中和”了较少的较大价格波动, 最终使价格波动绝对量与交易量的“平均”关系趋弱。这种现象说明, 沪市所传递的信号能够反映资本市场的大体但并非绝大部分信息, 对极端市场交易行为的反映力极差; 同时, 从表 4 中收益率或收益率绝对量的频数分布来看, 出现极端市场交易行为的情况并非“极端”, 事实上占有相当的交易份量。因此, 根据本文的实证结果对比, 沪市所传递的信号的信息含量可见一斑。

表 4 收益率 R_t^A 与收益率绝对量 $|R_t|^A$ 频数分布

分位数	R_t^A	$ R_t ^A$
1%	- 6.7223	- 0.5019
5%	- 3.4125	- 0.2746
10%	- 2.3518	- 0.1166
15%	- 1.7798	0.0238
20%	- 1.3497	0.1405
25%	- 1.0163	0.2454
30%	- 0.7344	0.3454
35%	- 0.5169	0.4571
40%	- 0.3212	0.5822
45%	- 0.1220	0.6840
50%	0.0735	0.8110
55%	0.2452	0.9889
60%	0.4251	1.1993
65%	0.5993	1.4396
70%	0.7730	1.6879
75%	0.9805	2.0179
80%	1.3052	2.3895
85%	1.7255	2.9430
90%	2.4370	3.6962
95%	3.5801	5.0128
99%	7.6901	9.1221

2. 研究结论

本文采用分位回归模型对沪市量价关系进行研究, 相比于 Karpoff (1987) 对量价关系的总体描述, 分位回归模型分析提供了不同收益率水平的不同量价关系。在收益率与成交量关系中, 价格波动正负两端(收益率两端分位)的强量价关系与价格波动中间(收益率中间分位)的弱量价关系, 反映出股市投资者的“跟风性”, 即当股市越接近跌停时, 投资者容易出现集体恐慌, 从而大量频繁地抛售股票, 进而加速股市价格的下跌; 相对的讲, 当股市越接近涨停时, 投资者相互跟风, 频频买进, 交易量迅速膨胀, 进而加速股市价格的上涨。

在收益率绝对量与交易量关系中, 价格发生大幅度波动(收益率绝对量的高分位)时的强量价关系和价格波动较小(收益率绝对量的低分位)时的弱量价关系, 反映出股市投资者的“投机性”, 即投资者更倾向于购买表现不稳的股票以期望从大涨大跌的落差中获得短期收益, 而不是投资于表现稳定的股票以获得长期收益。

总之, 笔者认为本研究结论可归结为: 收益率与交易量存在显著非对称的 V 型量价关系, 即当价格下跌或收益率为负时, 量价关系为负; 当价格上涨或收益率为正时, 量价关系为正; 正向量价关系强于负向量价关系。这种量价关系反映了股市投资者的“跟风性”;

收益率绝对量与交易量存在显著的正向关系, 且价格大幅波动时的量价关系强于价格小幅波动时的量价关系。这种量价关系反映了股市投资者的“投机性”; 市场的“平均”量价关系往往高估(或低估)真实的量价关系, 且高估的情况多于低估的情况; 市场信号难以传递真实的市场信息。

参考文献

- [1] 陈良东:《沪市量价关系的实证分析》[J],《上海财经大学学报》2000年第3期。
- [2] 陈维云、张宗益:《深市收益特征及量价关系实证研究》[J],《数理统计与管理》2005年第6期。
- [3] 陈怡玲、宋逢明:《中国股市价格变动与交易量关系的实证研究》[J],《管理科学学报》2000年第2期。
- [4] 田大伟、金泰一:《中国股票市场量价关系的重新审视——基于鲁棒(Robust)方法的研究》[J],《中国管理科学》2004年(专辑)。
- [5] 于伟、尹敬东:《我国股票市场量价关系的实证研究》[J],《南京财经大学学报》2006年第1期。
- [6] 魏巍贤、康朝锋:《沪市量价关系的实证分析》[J],《预测》2001年第6期。
- [7] 赵春光、袁君丽:《股价与成交量关系的实证研究》[J],《财经科学》2001年第6期。
- [8] 赵留彦、王一鸣:《沪深股市交易量与收益率及其波动性的相关性:来自实证分析的证据》[J],《经济科学》2003年第2期。
- [9] Campbell, J. Y., S. J. Grossman, and J. Wang, 1993, *Trading Volume And Serial-Correlation in Stock Returns* [J], *Quarterly Journal of Economics*, (108), 905 ~ 939.
- [10] Chordia, T. and B. Swaminathan, 2000, *Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns* [J], *Journal of Finance*, (55), 913 ~ 935.
- [11] Gallant, A. R., P. E. Rossi, and G. Tachen, 1992, *Stock Price and Volume* [J], *Review of Financial Studies* (5), 199 ~ 242.
- [12] Grammatikos, T., and A. Saunders, 1986, *Futures Price Variability: A Test of Maturity and Volume Effects* [J], *Journal of Business* (59), 319 ~ 330.
- [13] Jain, P. C., and G. Joh., 1986, *The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume*, Working Paper, The Wharton School, Univ of PA.

(下转封三)

- [18] Miao, B. Q. (1990), *Some Methods of Estimation of Slope Change Points* [C], Proceedings of Asian Mathematical Conference, 1990, World Scientific. Singapore. 311 ~ 315.
- [19] Miao, B. Q., *Inference in a Model with at Most One Slope-Change Point* [J], Journal of Multivariate Analysis, 1988, Vol. 27, No. 2, 375 ~ 391.
- [20] Pierre Perron, Xiaokang Zhu, *Structural breaks with deterministic and stochastic trends* [J], Journal of Econometrics 2005, 129, 65 ~ 119.
- [21] 小林英夫:《亚洲金融危机的历史背景》[M], 李洪权译, 北京大学出版社, 2001。
- [22] 吴永泰:《亚洲金融危机: 回顾、省悟和展望》[J], 《南洋资料译丛》2001年第3期。
- [23] Dobromir Serwa and Martin T. Bohl, *Financial contagion vulnerability and resistance: A comparison of European stock markets* [J], Economic Systems, 2005, Vol. 29, Issue 3, 344 ~ 362.

(责任编辑: 朱长虹; 校对: 吕小玲)

(上接第 150 页)

- [14] Karpoff, J. M. 1987, *The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey* [J], Journal of Financial and Quantitative Analysis (22), 109 ~ 126.
- [15] Kocagil, A. E and Y. Shachmurove, 1998, *Return Volume Dynamics in Futures Markets* [J], Journal of Futures Markets (18), 388 ~ 426.
- [16] Koenker, R. and K. F. Hallock, 2001. *Quantile Regression* [J], Journal of Economic Perspectives (15), 143 ~ 156.
- [17] Osborne, M. F. M., 1959. *Brownian Motion in the Stock Market* [J], Operations Research (7), 145 ~ 173.
- [18] Richardson, G., S. E. Sefcik, and R. Thompson, 1987. *A Test of Dividend Irrelevance Using volume Reaction to a Change in Dividend Policy* [J], Journal of Financial Economics 17, 313 ~ 333.
- [19] Tauchen, G., and M. Pitts, 1983, *The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets* [J], Econometrica (51), 485 ~ 505.
- [20] Wood, R. A., T. H. McInish, and J. K. Ord, 1985, *An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks* [J], Journal of Finance (60), 723 ~ 739.

(责任编辑: 雷维平; 校对: 宗列)