

中国股市价格变动与交易量关系的实证研究^①陈怡玲¹ 宋逢明²

(清华大学)

10 6268

摘要:采用计量经济学的方法对中国股市的价格变动与交易量之间的关系进行了多层次的实证研究,并用信息经济学的观点对实证结果进行了分析,揭示了我国股市存在不对称的交易量—价格变动关系,指出了一般认为股价变动与交易量正相关的结论是不准确的,并分析了预期交易量与非预期交易量与股价变动的关系,对股市信息的作用进行了比较深入的研究,所获得的研究结果对正确认识中国股市的微观结构和进一步规范市场行为有一定的参考价值。

关键词:价格变动;价格波动;交易量

中图分类号:F830.91

文献标识码:A

文章编号:1007-9807(2000)02-0062-07

F832.5 / F224.0
中国 股票市场

0 引言

金融资产的价格变动与金融资产的交易量是研究金融市场常选用的数据,它们被认为与信息有着密切关系,而价格变动与交易量之间究竟有什么样的关系则仍处于探索中。准确描述二者之间的关系对改进事件研究的统计方法,了解金融市场的微观结构,解释金融资产价格的经验分布,尤其是研究金融资产的流动性等问题都具有重要的意义。本文用计量经济学的方法对中国股票市场的价格变动与交易量之间多层次的关系进行了实证研究,以期对建立我国金融市场的研究基础有所帮助。

1 中国股市价格变动绝对量和价格变动本身与交易量之间的关系

在对我国股市数据进行初步分析时发现:价格变动绝对量 $|\Delta P|$ 与交易量 V 正相关,而价格变动本身 ΔP 也与交易量 V 正相关。国外学者也曾记载过金融市场中这两种看似矛盾的相关关

系^[1-3],并建立了信息渐达模型^[4]和混合分布假设^[5-7]等理论模型进行解释。但是,这些模型均很难解释为什么两种实证关系同时存在。Karpoff^[1]提出的“不对称的交易量—价格变动关系假设”弥补了这一空缺,但是它需要实证研究的支持。

用图1来解释Karpoff的假设。交易量与价格变动之间的关系如图中粗实线所示,交易量与正的价格变动之间的关系是 $V^+ = f(\Delta P | \Delta P \geq 0)$,与负的价格变动之间的关系是 $V^- = g(\Delta P | \Delta P \leq 0)$ 。不对称的交易量—价格变动关系假设也就是假定 $f' > |g'|$,其中 f' 和 g' 分别是函数 f 和 g 关于 ΔP 的一阶导数。在这种情况下,如果对交易量 V 与价格变化本身 ΔP 进行线性相关检验,实际上是对真实情况的一种非正确的拟合,也会得出正相关的结论,如图1中贯穿一、二相限的虚线所示。若把价格变动为负时对应的曲线画在第一相限(图中的细实线): $V^- = h(|\Delta P| | \Delta P \leq 0)$,可以看出交易量 V 与价格变化的绝对量 $|\Delta P|$ 之间的关系不是一一对应的关系。这样检验交易量与价格变动绝对量之间的线性相关性也是有误的,但会得出正相关的结论,结果会落在第一相限的两条实线之间。

① 收稿日期:1999-04-23;修订日期:2000-04-10。

基金项目:国家自然科学基金“九五”重大项目资助项目(79790130)。

作者简介:陈怡玲(1975-),女(汉族),内蒙古人,硕士。

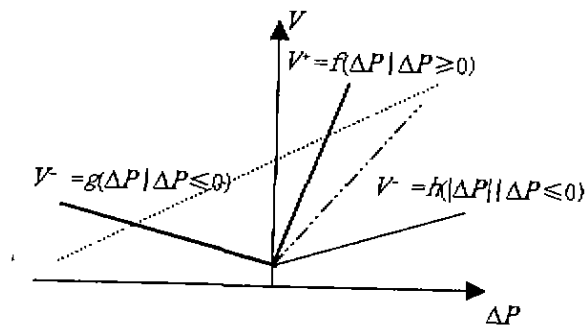


图 1 不对称的交易量—价格变动关系

根据 Karpoff 的理论,有以下三条实证假设,用随机抽取的 31 支股票以及沪市综合指数和深市综合指数的数据对它们一一进行检验.因篇幅所限,我们仅在附录中列出了 4 支较有代表性的股票的实证结果供参考.

实证假设 1 交易量与正的价格变动正相关,与负的价格变动负相关.交易量与正的价格变动的回归直线斜率大于交易量与负的价格变动的回归直线斜率的绝对值.

原始回归方程为

$$V_t = \alpha + \beta \Delta P_t + \gamma \Delta P I_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 V_t 对个股来说是第 t 日的交易股数,单位为

“万股”,对股指来说是沪市或深市第 t 日的总交易量,单位为“万手”. ΔP_t 对个股来说是经过除权调整的收盘股价的日变化,对股指来说是收盘股指的日变化.为区分正的价格变动和负的价格变动与交易量的不同关系,定义虚拟变量 I_t ,它在 ΔP_t 为正时取 1,为负时取零. $\Delta P I_t$ 是 ΔP_t 与 I_t 的乘积.回归方程中系数 β 反映了负的价格变动与交易量之间的关系,而 β 与 γ 的和反映了正的价格变动与交易量之间的关系.因为式(1)不满足残差项的独立性假设,所以实际进行参数估计时用的是广义差分方法构建的回归方程:

$$(V_t - \rho V_{t-1}) = \alpha' + \beta(\Delta P_t - \rho \Delta P_{t-1}) + \gamma(\Delta P I_t - \rho \Delta P I_{t-1}) + \omega_t \quad (2)$$

式(2)中的 ρ 是 ε_t 的一阶自回归系数,也是一个待估参数,对它的估计采用杜宾两步法.

实证结果显示 31 支股票和两个股指的系数 β 一律为负,表明了日交易量与负的日股价变动负相关.系数 β 与 γ 的和一律为正,说明日交易量与正的日股价变动正相关.而且,系数 β 与 γ 的和大于系数 β 的绝对值, $(\beta + \gamma) / |\beta|$ 的值介于 1.3 与 5.6 之间,平均为 3.5.绝大多数的回归系数 β 与 γ 都在 0.01 的水平上显著,余下的也在 0.1 的水平上显著.实证检验结果支持实证假设 1.表 1 列出了 4 支股票样本的实证结果.

表 1 $(V_t - \rho V_{t-1}) = \alpha' + \beta(\Delta P_t - \rho \Delta P_{t-1}) + \gamma(\Delta P I_t - \rho \Delta P I_{t-1}) + \omega_t$ 的回归结果

股票代码	β	γ	$\beta - \gamma$	D-W 检验	R^2	F 值
000008	-55.180 (-3.191)*	327.602 (12.173)*	272.422	2.447	0.299	174.729*
000037	-16.646 (-2.695)*	109.658 (11.208)*	93.0122	2.25	0.281	160.361*
600642	-255.882 (-6.098)*	1007.09 (15.465)*	751.206	2.314	0.343	215.644*
600691	-48.354 (-4.695)*	275.589 (16.982)*	227.235	2.102	0.412	289.967*

注:()中数值为 t 统计量的值;*表示在 0.01 的水平上显著.

实证假设 2 交易量与价格变动的绝对量正相关.若以交易量作为被解释变量,价格变动的绝对量作为解释变量进行回归分析,回归的残差序列有异方差现象.

与实证假设 1 的检验类似,也需用广义差分方程对实证假设 2 进行检验,原始回归方程和广

义差分方程分别为

$$V_t = \alpha + b|\Delta P_t| + e_t \quad (3)$$

$$(V_t - \rho V_{t-1}) = \alpha' + b(|\Delta P_t| - \rho |\Delta P_{t-1}|) + \omega_t \quad (4)$$

回归系数 b 反映了价格变动的绝对量与交易量之间的关系.然后,计算式(3)中的残差 \hat{e}_t ,对残差 \hat{e}_t

用统计量 $(\chi^2)^*$ 进行异方差检验. 建立 \hat{e}_i 与 \hat{V}_i 的线性回归模型: $\hat{e}_i = c + d\hat{V}_i + u_i$, 计算回归模型的可决系数 R^2 , 则 $(\chi^2)^* = nR^2$, 其中 n 为样本个数. 当显著水平为 α 时, 如果 $(\chi^2)^* < \chi^2_{1-\alpha}$, 则不存在异方差现象, 否则残差存在异方差现象.

对所选的33个样本来说, 式(4)的回归系数 b 均为正, 表明日股价变动的绝对量与日交易量正相关. $(\chi^2)^*$ 统计量的值也表明在0.01的显著水平上, 式(3)的残差有异方差现象, 从而支持了图1的解释. 4个典型样本的实证结果请见表2.

表2 $(V_i - \rho V_{i-1}) = a' + b(|\Delta P_i| - \rho|\Delta P_{i-1}|) + \omega_i$ 的回归结果及统计量 $(\chi^2)^*$ 值

股票代码	b	D·W 检验	R^2	F 值	$(\chi^2)^*$
000008	188.189 (13.085)*	2.376	0.173	171.230*	75.224
000037	62.977 (12.033)*	2.300	0.150	144.784*	74.656
600642	550.875 (16.152)*	2.357	0.240	260.889*	103.96
600691	144.075 (15.892)*	2.139	0.234	252.563*	258.91

注: () 中数值为 t 统计量的值; * 表示在 0.01 的水平上显著.

实证假设 3 交易量与价格变动本身正相关. 如果以交易量作为被解释变量, 价格变动本身作为解释变量进行回归分析, 再对回归所产生的残差序列按照相对应的价格变动的大小来重新排序, 那么新的残差序列将会呈现序列相关.

原始回归方程和广义差分方程分别为

$$V_i = m + n\Delta P_i + v_i \quad (5)$$

$$(V_i - \rho V_{i-1}) = m' + n(\Delta P_i - \rho\Delta P_{i-1}) + \omega_i \quad (6)$$

回归系数 n 反应价格变化本身与交易量之间的线性相关程度. 进而计算方程(5)中的残差序列 \hat{v}_i 的值. 按照与每一个 \hat{v}_i 相对应的 ΔP_i 的大小对 \hat{v}_i 重新

排序, 构成的新序列记为 $\{\hat{v}_i\}$, 然后检验新序列 $\{\hat{v}_i\}$ 是否存在序列相关的现象, 也就是检验新序列 $\{\hat{v}_i\}$ 的偏自相关.

33个样本式(6)的回归系数 n 均为正, 且在0.01的水平上显著, 说明日交易量与日股价变动本身存在正相关的关系. 而且从序列 $\{\hat{v}_i\}$ 的5阶偏自相关系数看, 所有股票、股指的一阶和二阶偏自相关均显著, 大多数股票的前五阶偏自相关都显著. 这表明, 残差序列 $\{\hat{v}_i\}$ 存在自相关的现象. 实证检验结果支持实证假设3. 表3给出了4支典型股票的式(6)回归结果, 表4给出了4支典型股票的序列 $\{\hat{v}_i\}$ 的5阶偏自相关系数.

表3 $(V_i - \rho V_{i-1}) = m' + n(\Delta P_i - \rho\Delta P_{i-1}) + \omega_i$ 的回归结果

股票代码	n	D·W 检验	R^2	F 值
000008	125.190 (13.084)*	2.449	0.173	171.197*
000037	43.179 (13.036)*	2.241	0.171	169.932*
600642	299.196 (12.235)*	2.327	0.153	149.683*
600691	96.429 (14.955)*	2.088	0.212	223.653*

注: () 中数值为 t 统计量的值; * 表示在 0.01 的水平上显著.

表 4 (2) 的偏自相关

股票代码	偏相关系数				
	一阶	二阶	三阶	四阶	五阶
000008	0.401*	0.229*	0.077*	0.107*	0.097*
000037	0.351*	0.247*	0.219*	0.081*	0.105*
600642	0.471*	0.187*	0.158*	0.105*	0.036
600691	0.380*	0.134*	0.122*	0.101*	0.114*

注:*表示在两倍标准差的水平下显著。

2 中国股市价格波动与交易量之间的关系实证研究

股价波动用收益率的条件标准差表示,实证研究模型由条件均值方程和条件标准差方程两部分构成,其数学表达式如下:

$$R_t = \alpha + \sum_{j=1}^5 \gamma_j R_{t-j} + \sum_{j=1}^5 \pi_j \hat{\sigma}_{t-j} + U_t \quad (7)$$

$$\hat{\sigma}_t = \delta + \omega U_{t-1} + \beta \hat{\sigma}_{t-1} + \mu V_t + e_t \quad (8)$$

其中, R_t 是第 t 日的收益率, $\hat{\sigma}_t$ 是第 t 日收益率的条件标准差, 回归系数 μ 反映了交易量与股价波动之间的关系。

按照 Davidian 和 Carroll^[8] 以及 Bessembinder 和 Seguin^[9] 所建议的估计方法, 需要顺序对式 (7) 和式 (8) 进行参数估计。首先, 去掉 $\sum_{j=1}^5 \pi_j \hat{\sigma}_{t-j}$ 项对式 (7) 用最小二乘法进行参数估计, 得到残差序列的估计值 $\{U_t\}$; 然后, 将残差序列变形^①, $\hat{\sigma}_t$

$= |U_t| \sqrt{\pi/2}$, 得到条件标准差的估计值序列 $\{\hat{\sigma}_t\}$ 和其一步延迟序列 $\{\hat{\sigma}_{t-1}\}$, 对式 (8) 进行参数估计; 进而, 将式 (8) 的回归拟合值作为 $\hat{\sigma}_t$, 拟合值的第 j 步滞后 $\hat{\sigma}_{t-j}$ 作为式 (7) 的解释变量, 重新估计完整的式 (7) 的参数, 又得到残差序列 $\{U_t\}$; 最后, 再对残差序列变形, $\hat{\sigma}_t = |U_t| \sqrt{\pi/2}$, 重新对式 (8) 进行参数估计。

实证研究用 33 支股票、上证综合指数和深证综合指数的数据进行。收益率 R_t 为日收益率 (%), 用对数价格变化来近似, $R_t = 100 \times \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$ 。对个股来说 V_t 是第 t 日该支股票的交易股数, 单位为“百万股”。对股指来说是沪市或深市第 t 日总交易量, 单位为“百万手”。式 (8) 的参数估计结果显示所有股票、股指的回归系数 μ 均为正, 且在 0.05 的水平上显著, 说明日交易量与日股价波动之间存在正相关的关系。限于篇幅, 仅在表 5 中列示了 4 只股票的回归结果供参考。

表 5 $\hat{\sigma}_t = \delta + \omega U_{t-1} + \beta \hat{\sigma}_{t-1} + \mu V_t + e_t$ 的估计结果

股票代码	ω	β	μ	R^2	F 值
000088	-0.145 0 (-2.538)**	0.116 0 (1.695)*	0.382 8 (5.678)**	0.175	14.286**
000507	-0.094 4 (-3.154)**	0.132 0 (3.934)**	0.198 6 (13.179)**	0.251	91.592**
000569	-0.138 0 (-4.295)**	0.105 0 (3.106)**	0.316 8 (14.394)**	0.238	85.106**
600841	-0.103 0 (-3.407)**	0.093 5 (2.793)**	2.772 1 (12.818)**	0.214	75.203**

注:() 中的数值为 t 统计量的值;*(**)表示在 0.1(0.05) 的水平下显著

因为股票日交易量呈现高度序列相关, 也就是说交易量是可以预测的, 所以我们将交易量分

为预期交易量和未预期交易量两部分, 考虑预期交易量与未预期交易量与股价波动之间的不同关

① 根据文[10]第 34 页的定理 2.6.1.2, 如果 $x \sim N(0, \sigma^2)$, 那么 $E(|x|) = \sigma \sqrt{2/\pi}$ 。

系. 对交易量序列进行增广的 Dickey-Fuller 单位根检验^[11,12], 无单位根的序列用 AR(5) 模型来描述, 有单位根的序列用 ARIMA(5,1,0) 模型来描述^[1]. 模型的拟合值为预期交易量, 记为 V_t , 模型的残差为未预期交易量, 记为 V_u . 用式(9)代替式(8)有

$$\hat{\sigma}_t = \delta + \omega U_{t-1} + \beta \hat{\sigma}_{t-1} + \mu_1 V_t + \mu_2 V_u + e_t \quad (9)$$

表 6 $\hat{\sigma}_t = \delta + \omega U_{t-1} + \beta \hat{\sigma}_{t-1} + \mu_1 V_t + \mu_2 V_u + e_t$ 的估计结果

股票代码	ω_1	β_1	μ_1	μ_2	R^2	F 值	$\frac{\mu_2}{\mu_1}$
000088	-0.152 0 (-2.862)**	0.177 0 (2.734)**	0.226 7 (3.238)**	0.640 2 (7.717)**	0.274	18.702**	2.82
000507	-0.084 8 (-2.909)**	0.190 0 (5.630)**	0.120 5 (6.628)**	0.326 6 (14.330)**	0.295	85.757**	2.71
000569	-0.136 0 (-4.389)**	0.185 0 (5.175)**	0.158 3 (5.660)**	0.5179 (16.744)**	0.305	89.743**	3.27
600841	-0.091 3 (-3.112)**	0.160 8 (4.792)**	1.248 6 (4.230)**	4.059 8 (14.891)**	0.263	73.977**	3.25

注: () 中的数值为 t 统计量的值; ** 表示在 0.05 的水平下显著.

3 结论与分析

总结实证研究, 可以给出如下的结论与分析.

3.1 中国股市的日价格变动的绝对量与日交易量呈现线性正相关

产生这种正相关关系的原因可以从信息引起交易需求和交易供给变化的角度来考虑. 股市投资者对股票价值有着自己的预期. 最初股市处于均衡状态, 新信息到达市场时会对投资者的预期产生影响. 对股票价值的预期增加的投资者有交易需求, 对股票价值的预期下降的投资者则有交易供给. 交易供给和交易需求产生了交易行为. 也就是投资者对信息含义的意见分歧导致交易量的产生. 对某一种股票来说, 市场出清的结果是在另一个价格水平上达到均衡. 这一价格水平可能高于原来的价格水平也可能低于原来的价格水平, 这取决于市场对该股票价值的预期(也就是所有投资者的预期的平均)是上升还是下降. 但无论价格是上涨还是下跌, 都与一定的交易量相对应. 于是有价格变动的绝对量与交易量之间的同向变化的关系. 用线性模型刻画时, 表现出线性正相关

式(9)的参数估计结果显示回归系数 μ_1 和 μ_2 均为正, 且所有 35 个样本的 μ_2 均大于 μ_1 , 二者的比介于 1.14 和 11.64 之间, 这说明相对于预期交易量来说, 未预期交易量对日股价波动的解释能力更强. 表 6 列示了 4 支股票的式(9)参数估计结果供参考.

的关系.

大多数情况下, 信息如上所述同时导致股价变动与交易行为, 但是仍有例外. 有的时候, 投资者对重大信息的反映是一致的. 当所有投资者对股票价值的预期朝同一方向变动时, 股票价格会发生变动, 但交易稀少. 在另一些时候, 投资者对信息含义的意见不一致, 产生了交易量. 但是, 市场平均预期并没有发生变化, 于是没有价格的变动. 这两种情况是存在的, 但只占一小部分. 因此, 从总体上看, 价格变动的绝对量与交易量之间呈现正相关的关系.

3.2 中国股市存在不对称的交易量—价格变动关系

这很可能是因为中国股市的投资者有“追涨”的心理.

在达到弱型效率的股市上^[2], 预期价格变化总为零, 但是预期交易量却始终为正. 这说明并不是只有信息才会产生交易量. 事实上, 在没有任何新信息到达股市的时候, 股市上也会有一定的交易量, 称为日常交易量. 这可能是因投资者个人的流动性偏好、调整证券组合的需要或一些其他的

① 在我们的研究中, 有单位根的交易量序列的一阶差分序列均无单位根.

② (7) 式的回归可决系数非常小, 且决大多数回归系数都不能通过显著性检验. 这支持我国股市已经达到弱型效率的结论.

个人原因而产生的,而价格的变动是由信息引起的,投资者因个人的流动性偏好和调整证券组合的需要而进行的股票买卖对价格产生的影响在整个市场范围内是可以相互抵消的,基本上不会引起均衡价格的变动。

我们认为中国股市的投资者有“追涨”的心理,在价格上涨时投资者更喜欢进行交易,具体地说,由投资者的流动性偏好等个人原因所引起的那部分交易量在价格上涨时比在价格下跌时大,因此,在股价上涨时对应的总交易量更大,这就产生了不对称的交易量—价格变动关系。

3.3 中国股市的日价格变动本身与日交易量呈现线性正相关的关系

不对称的交易量—价格变动关系的存在使我们可能用单调的线性关系来拟合价格变动与交易量之间的非单调的关系,得到线性正相关的实证结论,但是,这是对真实关系的一种不准确的拟合。

3.4 中国股市的日价格波动与日交易量正相关

这种正相关关系的产生是因为测量股价变动的的时间间隔是固定的(在我们的研究中为日),而信息到达市场的速率却不是恒定的,也就是每日之内到达股市的信息数目是随机的。

股价发生变动最根本的原因是新信息的到达,考虑股价过程 $P(s)$,用 $P(0)$ 代表观察起始点的均衡价格, $P(1)$ 表示第一条信息到达股市后的市场均衡价格,依此类推,如果我国股市具有弱型效率,可以合理地认为每一次股价变动的均值为 0,即对任何 s 都成立 $E[P(s+1) - P(s)] = 0$ 。进一步假设每一次股价变动的方差为常数,即对任何 s 都成立 $Var[P(s+1) - P(s)] = \sigma^2$ 。可以看到,如果第 $t-1$ 日结束时的均衡股价为 $P(s)$,而第 t 日之内有 $m(t)$ 条信息到达市场,那么第 t 日结束时均衡股价变为 $P(s+m(t))$,经过了 $m(t)$ 次变化, $m(t)$ 是一个随机变量,这样,日价格变化的均值仍为 0, $E[P(s+m(t)) - P(s)] = 0$ 。当 $m(t)$

在第 t 日的实现值为 m ,即第 t 日有 m 条信息到达时,第 t 日价格变化的条件方差与信息到达量成正比

$$Var [P(s+m(t)) - P(s) | m(t) = m] = m\sigma^2$$

这是每日股价波动与信息到达量之间的关系。

然而,每日到达股市的信息量是无法观测到的,我们只能寻找替代指标,通常说来,日交易量与每日到达股市的信息量之间有着密切的关系,可以用日交易量的某种变形来作为每日到达股市的信息量的替代,国外学者用非参数检验的方法进行实证研究支持价格变化的条件方差与交易量之间的如下非线性关系:

$$Var[\Delta P_t | V_t] = CV_t^\gamma$$

实证结果通常认为 γ 为 2 左右,实际上,条件方差与交易量之间的具体关系形式无从得知,但是,可以知道股价波动与交易量之间应该是同向变动的,我们的实证研究用线性正相关的关系拟合了这种同向变动的关系。

3.5 预期日交易量与未预期日交易量均与日股价波动正相关,但是未预期日交易量对日股价波动的解释能力要大于预期日交易量对日股价波动的解释能力

产生这种实证结果的原因很可能是预期交易量与到达股市的信息之间的关系和未预期交易量与到达股市的信息之间的关系不同,前面提到过日常交易量,即在没有任何信息到达股市的时候,投资者因个人的流动性偏好、调整证券组合的需要或一些其他的个人原因进行交易,而产生的交易量,这部分交易量不是因新信息的到达而产生的,但在每日的交易量中都有这一部分,是可以被预测到的,因此,不是因信息而产生的日常交易量可能被包含在预期日交易量中,使得相对于未预期日交易量来说,预期日交易量与一日之内到达股市的信息数目的关系较弱,也因此对日股价波动的解释能力较差。

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 (March): 109~126
- [2] Gallant A R, Rossi P E, Tauchen G. Stock prices and volume[J]. The Review of Financial Studies, 1992, 5, 199~

242

- [3] Lamoureux C G, Lastrapes W D. Heteroskedasticity in stock return data; volume versus GARCH effects[J]. *Journal of Finance*, 1990, 45 (March); 221~230
- [4] Copland T E. A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival[J]. *Journal of Finance*, 1976, 31 (Sept.); 1149~1168
- [5] Clark P K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices[J]. *Econometrica*, 1973, 41 (Jan.); 135~155
- [6] Epps T W, Epps M L. The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes; implications for the mixture-of-distributions hypothesis[J]. *Econometrica*, 1976, 44 (March); 305~321
- [7] Tauchen G, Pitts M. The price variability-volume relationship on speculative markets[J]. *Econometrica*, 1983, 51 (March); 485~505
- [8] Davidian M, Carroll R J. Variance function estimation[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1987, 82 (Dec.); 1079~1091
- [9] Bessembinder H, Seguin P J. Price volatility, trading volume, and market depth; evidence from futures markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28 (March); 21~39
- [10] Patel J K, Read C B. *Handbook of the normal distribution*. New York; Marcel Dekker Inc. 1982
- [11] Enders W. *Applied econometric time series*[M]. New York; John Wiley & Sons, Inc. 1995. 225
- [12] Hamilton J D. *Time series analysis*[M]. Princeton; Princeton University Press, 1994. 516

An empirical study on the relationship between price changes and trading volume in China stock market

CHEN Yi-ling, SONG Feng-ming

Tsinghua University, Beijing 100084, China

Abstract: Various relationships between price changes and trading volume in China stock market were empirically examined. Principles of information economics were applied to analyze the empirical results. The paper showed that the asymmetric volume-price change relationship existed in China stock market, and the linearly positive correlation was inaccurate to describe the relationship between stock price changes and trading volume. The relationship between price volatility and expected trading volume, and that between price volatility and unexpected trading volume were tested. The impacts of information on the stock market were studied. The results obtained gave meaningful insights into the microstructure of China stock market and were helpful to regulate financial market activities.

Key words: price change; price volatility; trading volume