

基金分离下中国股市交易量模型的实证研究^①

⑤

39-44

吴如海, 宋逢明

(清华大学经济管理学院, 北京 100084)

F832.5

摘要:交易量是市场投资者交易的直接产物,包含了市场和投资者投资行为的众多特性,因此逐渐成为金融实务界和理论界关注的热点.本文从经典的基金分离假设出发,讨论了交易量的理论模型.通过主成分分析的方法,检验了中国股市的交易量模型,并进一步分析了交易量变化的基本特性.

关键词:基金分离;主成分分析;交易量;换手率 股市, 中国,

分类号:F831 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-9807(2000)01-0039-06

0 引言

交易量是市场中投资者交易行为的直接产物.它既是信息进入市场的反映渠道,又包含了不同投资者对信息的不同理解、预期以及不同的行为特征.它与证券价格之间存在着复杂的互动关系,同时在自身的变动和分布上也具有一定的规律性,可以揭示证券市场是否有效、是否完全等许多特征.

但是,在传统的资产定价模型和相关理论^[1]中,交易量的地位是无足轻重的.这是因为,这些理论通常假定:①市场是完全的,②存在一个“典型”投资者来代表所有投资者,即市场中,所有投资者获得的信息是相同的,对市场的认识和预期也是相同的,他们的交易动机和交易行为自然也是相同的.这样,证券市场中,根据风险收益匹配的原则,证券的价格完全由其市场风险来决定,与投资者的交易行为无关.因此,在传统模型的研究中,交易量问题往往被忽视了.

随着对金融市场研究的不断深入,学术界对市场微观结构、代理问题、信息不对称等问题日益关注,交易量问题逐渐成为众多学者广泛关注的一个焦点.许多学者从市场微结构、信息不对称等

多个角度进行了大量的研究^[2~6].这些研究大多是建立特殊的市场模型来解释交易量在时间序列上的表现.与上述研究有所区别的是,本文主旨探讨经典金融市场模型中交易量的截面分布的规律.将交易量问题与市场基本结构紧密地结合起来,可以比较深入地研究金融市场的宏观特性.

1 理论

1.1 基金分离

股票市场中每天都有成百上千种股票在进行交易,市场中的投资者根据自己的需求和偏好选择不同的股票品种进行投资.如果存在着某几项投资基金,使得所有投资者在市场上的投资都可以简化成对这几项基金的投资组合,那么,称市场中基金分离假设成立.基金分离假设是金融理论界应用最广泛、最成功的假设.它简化了市场的投资模式,是研究和分析市场基本规律的基础.许多经典金融理论模型,如CAPM,APT以及动态均衡资产定价模型等都与基金分离假设相关.例如在CAPM模型中,当货币的借贷无任何限制时,市场中二项基金分离成立,而当贷款利率高于存款利率时,市场存在三项基金分离^[7].

①: 收稿日期:1999-09-27,修订日期:1999-12-01.
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:吴如海,男(汉族),清华大学经济管理学院硕士生.

基金分离的更准确的定义^[1]可以描述为:市场中存在 $K+1$ 项投资基金,对任何投资者的投资组合,存在着这 $K+1$ 项投资基金的一个线性组合,使得投资者持有该线性组合的效用不低于持有原投资组合的效用.这 $K+1$ 项投资基金称为分离基金,其中 1 项分离基金为无风险资产,另外 K 项分离基金为股票组合基金.在 $K+1$ 项基金分离成立时,任何投资者在股票市场上的投资都可以表示为这 K 项基金的某一个线性组合.引用线性空间的概念,风险资产市场(股票市场)是一个 K 维线性空间.对每个投资者来说,其交易行为是 K 维的;因此市场中,股票交易量的变化也应是 K 维的,满足 K 因素线性模型.而反过来,如果股票市场股票交易量在横截面上满足 K 因素线性模型,那么,说明股票市场是一个 K 维线性空间,存在 K 项基金分离.

1.2 交易量模型

假设证券市场上有 I 个投资者,以 $i=1, \dots, I$ 代表;有 J 只股票,以 $j=1, \dots, J$ 代表.市场存在 $K+1$ 项基金分离,即存在一项无风险资产和 K 项股票基金,以 $S^k = [S_{1k}^t, \dots, S_{Jk}^t]^T, k=1, \dots, K$ 代表,其 S_{jk}^t 表示分离基金 k 中股票 j 的数量.再假设 t 时刻,投资者 i 拥有的第 k 项股票基金的数量为 h_{ik} .

在市场均衡条件下,市场所有投资者的股票组合的总和等于市场中所有股票的数量,即 $\sum_{k=1}^K (\sum_{i=1}^I h_{ik}) S^k = S^M$. 这就是说,市场股票组合,即市场所有股票的总和可以表示成 K 项分离的股票基金的一个线性组合.因此,不失一般性地,可以认为市场组合 S^M 是分离基金之一,令其为第一只股票基金,即 $S^1 = S^M$. 按照 Merton 的惯例^[11],把其余的 $K-1$ 项股票基金称为对冲组合基金(hedging portfolio),它们的经济涵义可以理解成投资者在持有市场组合基金后进行的某种调整.

定义换手率为股票的交易数量与其总流通股本之比,以换手率来度量股票的交易量.可以证明,对任意股票 j ,其在 t 时期的换手率为^[9]

$$\tau_{jt} \approx \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |\Delta h_{it}| + \frac{1}{2} \sum_{k=2}^K \left[\sum_{i=1}^I \text{sgn}(\Delta h_{it}) \Delta h_{ik} \right] S_{jt}^k, j=1, \dots, J \quad (1)$$

$$\tilde{F}_{1t} \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |\Delta h_{it}|,$$

$$\tilde{F}_k \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I \text{sgn}(\Delta h_{it}) \Delta h_{ik}, k=2, \dots, K$$

则股票 j 的换手率可以表示成一个 K 因素模型:

$$\tau_{jt} = \tilde{F}_{1t} + \sum_{k=2}^K S_{jt}^k \tilde{F}_k + o(\lambda), j=1, \dots, J \quad (2)$$

2 研究方法和数据处理办法

2.1 实证检验方法——主成分分析方法

为了验证市场中股票换手率的 K 因素线性模型的成立,采用主成分分析(Principal Component Analysis)的方法^[10~12]进行检验.确定 K 的大小,并进一步研究这 K 个影响因素.具体而言,主成分分析就是,对市场中股票换手率之间的协方差矩阵 $\text{Var}[r]$,计算协方差矩阵 $\text{Var}[r]$ 的特征值和特征向量.即

$$\text{Var}[r_t] \equiv \Sigma = \Theta \Theta^T$$

$$\text{其中, } \Theta \equiv \begin{bmatrix} \theta_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \theta_2 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \theta_K \end{bmatrix} \text{ 为特征值构成的对}$$

角阵; $Q \equiv [l_1, \dots, l_K]$ 为特征向量的矩阵.

将 $\text{Var}[r]$ 的特征值从大到小排序为 $\theta_1 \geq \theta_2 \geq \dots \geq \theta_K > 0$.

$$l_1 = (l_{11}, l_{12}, \dots, l_{1J})$$

$$l_2 = (l_{21}, l_{22}, \dots, l_{2J})$$

其相应的特征向量为

$$l_k = (l_{k1}, l_{k2}, \dots, l_{kJ})$$

$$\text{记 } \begin{cases} p_1 = l_{11}\tau_1 + l_{12}\tau_2 + \dots + l_{1J}\tau_J \\ p_2 = l_{21}\tau_1 + l_{22}\tau_2 + \dots + l_{2J}\tau_J \\ \vdots \\ p_K = l_{K1}\tau_1 + l_{K2}\tau_2 + \dots + l_{KJ}\tau_J \end{cases}$$

$$p_k = l_{k1}\tau_1 + l_{k2}\tau_2 + \dots + l_{kJ}\tau_J$$

则 p_1, p_2, \dots, p_K 互不相关,依次为第一、第二、...、第 K 主成分.

$\theta_k / \sum_{k=1}^K \theta_k$ 称为第 k 个主成分的贡献率,代表第 k 主成分反映的股票市场换手率 $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots,$

[1] 本定义是经典金融理论^[7]中对基金分离的传统定义. Stephen A. Ross^[8](1978)对基金分离进行了更为深刻的描述和定义.

τ_{jt}) 的信息的多少,亦或第 k 主成分对换手率变动的解释程度, $\sum_{k=1}^i \theta_k / \sum_{k=1}^K \theta_k$ 称为前 i 个主成分的累计贡献率,当前 i 个累计贡献率大于 90% 时,可以认为这 i 个主成分基本上反映了证券市场换手率变动的主要信息. 这样,根据主成分因素分析的方法,通过计算累计贡献率,就可以确定有多少因素(股票组合)主要影响换手率的变化了.

但是,必须考虑的是,主成分分析中,协方差矩阵 $Var[\tau_t]$ 必须是非奇异矩阵. 这就要求样本数据中,截面样本的数量必须大于等于变量的数量,即股票的种类数量. 由于实证检验的样本数据总共只有 168 周,而每年沪深股市始终进行交易的股票多达数百只(1998 年 5 月 15 日达到 755 只),远远大于样本数据量. 因此,对证券市场所有股票进行主成分分析是无法实现的,为了研究整个市场的交易量规律,实证检验参照 Campbell, Lo & Mackinlay 在 *The Econometrics of Financial Markets* 第 5 章^[13] 中提及的处理办法,对市场所有交易的股票采用聚类分组的办法,按照股票换手率的 β 值^① 的大小将市场上交易的所有股票平均分为 10 组,构造 10 只股票组合来替代证券市场中的所有股票. 这些股票组合一方面反映了市场换手率变动的主要特点,同时数量少于样本数量.

2.2 市场扩容问题和数据处理办法

中国股票市场正处于一个快速发展成长的阶段,从 1995 年到 1998 年期间,在沪深两个市场上交易的股票从不足 300 只迅速扩充到近 800 只(见图 1). 市场容量的快速增长,为实证检验带来了一定的困难.

在聚类分组构造股票组合时,必须将市场上的股票根据它们的换手率 β 值进行分组. 这就要求被分组的股票在样本区间内始终上市交易. 这样,在样本区间内发行的新股票,就无法被统计到检验模型当中了. 而在这 168 周中,新发行的股票比原有股票还多许多,占市场很大的比例. 如果完全不考虑新发股票的交易量,实证检验的结果在反映股票市场交易量特性方面的说服力就差很多,研究也就失去了意义. 为了解决这个问题,本实证检验采用了滚动分组的处理办法^[14].

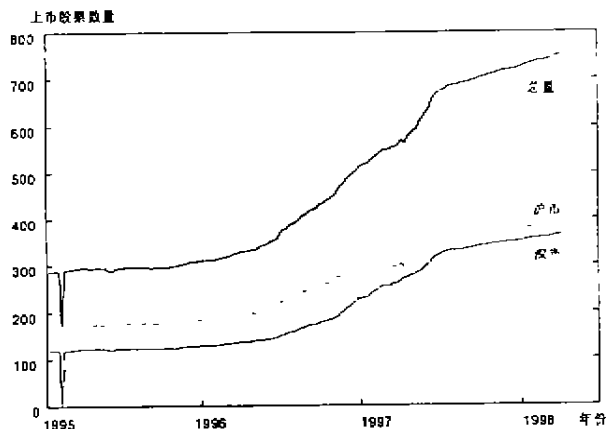


图 1 上市股票数量增长图

滚动分组的具体办法是:从 1995 年 1 月 3 日到 1998 年 5 月 15 日,共计 168 个交易周,以股票前 1-8 周的换手率数据估算其换手率 β 值,据此 β 值对第 9 周的股票进行分组,构造 10 只股票组合,计算它们在第 9 周的换手率. 如此滚动,得到 10 只股票组合从第 9 周到第 168 周的换手率数据. 通过这样滚动的方式构造的 10 只股票组合,其构成是不断变化的,是近期(8 周)交易行为相近的股票的代 表. 而新发行的股票就可以不断地加进股票组合,从而参与统计检验了.

这样,就可以对股票市场从第 9 周(1995 年 3 月 13 日)到第 168 周(1998 年 5 月 15 日)的长样本区间进行主成分分析检验了.

滚动分组检验的优点在于:

- 1) 将检验区间内新发行的股票陆续引入检验之中,增强了检验结果的市场代表性.
- 2) 由于分组依据的是股票在近 8 周内的表现,体现了市场中短期影响因素对股票换手率的影响.

3 实证检验

实证检验采用自 1995 年 1 月 3 日至 1998 年 5 月 15 日的沪深股市的交易数据样本.

① 换手率 β 值与通常的收益率 β 值的原理相同,不同的在于其衡量的是个股换手率变化与市场指数的关系. 其计算公式为: $\beta_{jt} = Cov(\tau_{jt}, \tau_{mt}) / Var(\tau_{mt})$, $j = 1, \dots, J$, 其中 τ_{jt} 为股票 j 的换手率, τ_{mt} 为市场总换手率,即时期 t 内、市场内所有股票的交易总金额除以所有股票的总市值.

3.1 主成分贡献率分析

别进行检验,结果如下表1所示:

对上海证交所、深圳证交所和沪深总市场分

表1 主成分贡献率

贡献率	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\theta}_3$	$\hat{\theta}_4$	$\hat{\theta}_5$	$\hat{\theta}_6$	$\hat{\theta}_7$	$\hat{\theta}_8$	$\hat{\theta}_9$	$\hat{\theta}_{10}$
上海	0.796 9	0.109 5	0.034 0	0.016 0	0.011 5	0.009 3	0.008 1	0.005 9	0.005 2	0.003 6
深圳	0.916 1	0.031 1	0.012 8	0.010 1	0.007 0	0.006 4	0.006 2	0.004 2	0.003 8	0.002 5
总体	0.863 9	0.074 8	0.021 0	0.011 6	0.007 4	0.006 3	0.005 3	0.004 1	0.003 0	0.002 6

检验结果显示:

1) 第一主成分的贡献率在80%—90%左右,说明股票市场交易量的变化主要反映在第一主成分的变化上,也就是说,在一定程度上,股票交易量的变化可以近似为单因素线性模型。

2) 第二主成分的贡献率在3%到10%,也是比较显著的,它反映了股票交易量在随第一主成分变化的基础上的调整,而其余的主成分的贡献

率很低,与前两个主成分相比,其影响可以忽略。前两个主成分的累计贡献率超过或接近95%,因此,股票市场换手率基本满足两因素线性模型。

3) 深圳股市的第一主成分贡献率远远高于上海市场,说明深圳股票市场中,交易量变化更集中,更具规律性。

3.2 主成分构成

表2 第一主成分构成

	$L_{1,1}$	$L_{1,2}$	$L_{1,3}$	$L_{1,4}$	$L_{1,5}$	$L_{1,6}$	$L_{1,7}$	$L_{1,8}$	$L_{1,9}$	$L_{1,10}$
上海	0.211 3	0.222 0	0.240 6	0.256 6	0.281 5	0.298 8	0.322 9	0.373 2	0.406 7	0.452 6
深圳	0.196 1	0.253 2	0.287 1	0.278 1	0.326 1	0.336 1	0.331 5	0.356 3	0.375 6	0.374 8
总体	0.192 8	0.200 3	0.227 8	0.260 1	0.286 6	0.332 8	0.339 7	0.360 7	0.392 6	0.458 9

表3 第二主成分构成

	$L_{2,1}$	$L_{2,2}$	$L_{2,3}$	$L_{2,4}$	$L_{2,5}$	$L_{2,6}$	$L_{2,7}$	$L_{2,8}$	$L_{2,9}$	$L_{2,10}$
上海	-0.419 3	-0.355 9	-0.343 3	-0.236 3	-0.163 6	-0.121 1	-0.027 2	0.046 2	0.213 2	0.659 2
深圳	-0.574 0	-0.313 0	-0.263 5	-0.221 3	-0.117 8	-0.005 3	0.013 6	0.088 0	0.307 7	0.581 0
总体	-0.401 2	-0.388 7	-0.319 8	-0.221 5	-0.206 1	-0.111 1	-0.047 1	0.057 4	0.182 2	0.665 7

可以发现,第一主成分和第二主成分中,各股票组合的系数构成具有明显的规律性,这说明,在沪深股市中,第一主成分和第二主成分代表的市场交易量的主要变动方向是稳定的。

股票组合构成系数的规律性表现在:

1) 第一主成分中,10只股票组合的系数都大于0,这说明第一主成分代表了各股票组合交易量变化的某种共性。

2) 第一、第二主成分中,各股票组合的系数存在明显的差异,反映了各股票交易量变化的差异,而且,值得注意的是,第一主成分和第二主成分中,股票组合的系数与该股票组合 β 值之间都变现出突出的线性关系 $l_{i,j} = a_i + c_j\beta_i, i = 1, 2$,说明第一主成分和第二主成分都显著地反映了不同 β 值股票在换手率上的差异。

以 $P_m = \tau_1 + \tau_2 + \dots + \tau_{10}$ 代表股票换手率均值^①的变化方向,以 $P_d = (\beta_1 - 1)\tau_1 + (\beta_2 -$

$1)\tau_2 + \dots + (\beta_{10} - 1)\tau_{10}$ 代表股票换手率间差异变化的方向, P_m 和 P_d 正交,则第一主成分和第二主成分 $p_i = l_{i,1}\tau_1 - l_{i,2}\tau_2 + \dots + l_{i,10}\tau_{10} = 1, 2$,可以主要分解成沿 P_m 和 P_d 的变动的合成,如图2所示。

这说明,对于个股换手率,其基本等于市场平均换手率加上某一个差异,而这个差异与该股票换手率的 β 值正相关,市场平均换手率就是市场组合基金的换手率,这样,实证获得的股票换手率模型与三项基金分离下的交易量的理论模型结构相同,因此,在中国股票市场中三项基金分离是基本成立的。

① 以沪深两市市场总体检验的结果为例:对第一主成分构成系数, $a_1 = -0.034 2, c_1 = 0.349 9$,方程的拟和优度 $R^2 = 0.99$, F 检验等于29.205, c_1 的T检验为170。对第二主成分构成系数, $a_2 = -1.2737, c_2 = 1.231 5$,方程的拟和优度 $R^2 = 0.90$, F 检验等于73.94, c_1 的T检验为8.59,回归仍有效。

② 为了论述的简便,暂且不考虑股票的市值权重,考虑权重后, P_m 代表股票换手率的加权平均值,模型是一样的。

3.3 其他相关分析

1) 主成分与股票换手率的均值

检验市场加权平均换手率与第一主成分和第二主成分的相关性,发现第一主成分与股票换手率的均值相关性极高,为 98.5%,而第二主成分与之的相关性很低,为 -8.48%。可见,股票换手率的均值与第一主成分几乎是互相对应的,而第二主成分中与换手率均值的关系是微乎其微的。

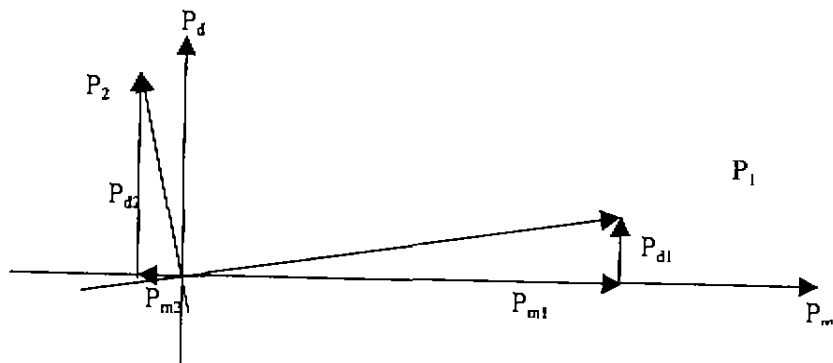


图2 主成分构成分析

2) 主成分与股票换手率之间的差异

在第一主成分和第二主成分中 P_{d1} 和 P_{d2} 都造成了股票换手率的差异,采用标准差代表换手率间差异的大小,比较 P_{d1} 和 P_{d2} 造成的换手率的标准差与市场截面换手率标准差,其相关系数分别为 0.8800 和 0.8793。由于 P_{d1} 和 P_{d2} 反映的是股票换手率根据其 β 值而形成的差异,因此说明股票换手率之间的差异主要与其换手率的 β 值相关。

3) 换手率均值与差异的关系

第一主成分代表市场中股票换手率变化的主要方向,第一主成分中 P_{m1} 和 P_{d1} 符号相同,表明市场中换手率的差异与其共性之间存在正相关性,以股票换手率的截面标准差反映股票交易量之间的差异,以市场加权平均换手率反映股票交易量的共同变化,检验二者关系,如图3所示,其中黑线为市场加权平均换手率,灰线为市场中股票换手率之间的标准差,其相关系数为 86.42%,说明换手率的均值和差异是显著正相关的。

这就是说,当市场总体交易表现得活跃时,股票交易量之间的差异也增大了,交易者的交易兴趣会更集中于少数股票;反之,当市场交易活动低迷时,股票之间的差异也跟着缩小,市场上交易者

由于第一主成分反映了市场换手率变动的主要方向,解释了市场换手率变动的 85% 以上,因此,我们希望寻找某一指标来指示股票市场发生的主要变化,而后还可以进一步推算个股交易量的大致变化,第一主成分与市场加权平均换手率之间高度的相关性,使得我们可以用后者作为市场股票交易量的指数,反映市场交易行为的主要变化趋势,不妨称之为交易量(换手率)的市场指数。

对股票的交易兴趣变得平均化了。

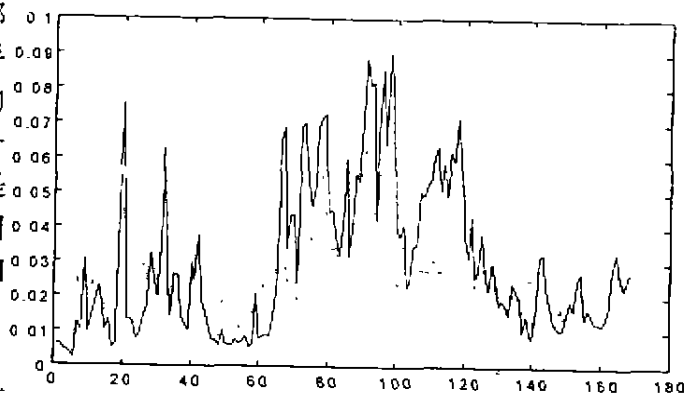


图3 股票换手率的差异与共性比较

4 结论

通过实证分析,可知在中国股票市场中,股票换手率的变化主要表现在两个方面,基本满足 2 因素线性模型,并且实证获得的换手率模型,通过对第一主成分和第二主成分的线性变换,可以转化成与基金分离理论模型相似的形式,因此,从交易量的角度看,中国股票市场基本满足三项基金分离。

进一步研究发现:1) 市场加权平均换手率与

第一主成分在数值上高度正相关,可以作为指示交易量变化的市场指数. 2) 个股换手率与市场均值之间的差异与股票近期换手率的 β 值正相关. 3) 股票换手率之间的差异与股票换手率的均值大小正相关. 市场总体交易量活跃时, 个股交易量的差异也随之增大.

这些结论,描述了市场交易量变化的主要模式,验证了三项基金分离的成立. 有关市场微观结构和有关交易量的更深层次问题尚须进一步研究.

参 考 文 献:

- [1] Fama E. Efficient capital markets I [J]. *Journal of Finance*, 1991, 46: 1575~1618
- [2] Epps W, Epps M. The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes; implications for the mixture of distribution hypothesis [J]. *Econometrica*, 1976, 44: 305~321
- [3] Huffman G W. A dynamic equilibrium model of asset prices and transaction volume [J]. *Journal of Political Economy*, 1987, 95: 138~159
- [4] Karpoff J M. A theory of trading volume [J]. *The Journal of Finance*, December 1986, 1069~1087
- [5] Wood R A, McInish T H, Ord K. An investigation of transactions data for NYSE stocks [J]. *The Journal of Finance*, July 1985, 723~741
- [6] Wang Jiang. A model of competitive stock trading volume [J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102: 127~169
- [7] Huang Chi-fu, Litzenberger R H. *Foundations for financial economics* [M]. Elsevier Science Publishing Co., Inc., 1988
- [8] Ross S A. Mutual fund separation in financial theory—the separating distributions [J]. *Journal of Economic Theory*, 1978, 17: 254~286
- [9] Lo A W, Wang Jiang. Trading volume: definitions, data analysis, and implications of portfolio theory [R]. Working Paper, 1997
- [10] Morrison D F. *Multivariate statistical methods* [M]. Third Edition, 1990
- [11] 肯德尔 M. 多元分析 [M]. 中国科学院计算中心概率统计组, 北京: 科学出版社, 1983
- [12] 杨维权, 刘兰亭, 林鸿洲. 多元统计分析 [M]. 北京: 高等教育出版社, 1989
- [13] Campbell J Y, Lo A W, Mackinlay A C. *The econometrics of financial markets* [M]. Princeton University Press, 1997
- [14] Heshmati A. Efficiency measure in rotating panel data [J]. *Applied Economics*, 1998, 919~930

Empirical analysis on volume model under $K+1$ fund separation

WU Ru-hai, SONG Feng-ming

School of Economics & Management, Tsinghua University, Beijing 100084

Abstract: Volume is generated directly from trading activities. More and more academic studies in finance begin to focus on it to explore various characters of investors' behaviors and to model financial markets. This paper shows that $K+1$ fund separation theorem implies an approximate linear K -factor structure for trading volume. The linear K -factor model is empirically tested using principal components analysis on turnover data of all securities in Shanghai and Shenzhen stock market over a 168-week sample period (from Jan. 3rd, 1995 to May 15, 1998). Further analyses on first two principal components were conducted to investigate implications of trading volume in Chinese stock market.

Keywords: fund separation; principal components analysis; volume; turnover