

# 流动性风险与资产定价：来自中国股市的证据\*

孔东民\*\*

**摘要：**LCAPM (基于流动性风险的 CAPM 模型) 是 Acharya and Pedersen (2005, *Journal of Financial Economics*) 提出的，它将流动性风险可能影响资产价格多种方式纳入一个统一框架。本文利用 LCAPM 对中国股市进行检验，在该模型中，证券的收益依赖于它的期望流动性及其与收益(包括个股与市场收益)之间的协方差。检验结果发现，我国股市的风险升水在大盘升降区间体现了不同的特征；无论在总区间还是分时段，LCAPM 都能更好的拟合资产收益；在控制公司规模之后，效果依然稳健。这说明流动性在我国股市的资产定价上有重要影响。

**关键词：**流动性风险；流动性调整的 CAPM；交易成本

## 1. 导言

在理论和实务领域，都有许多关于流动性或流动性风险的讨论。但对资产流动性的具体定义则有点模糊，如 Pastor and Stambaugh (2003) 指出，“流动性是一个宽泛且难以捉摸的概念，它一般是指在较低的成本且不对价格造成较大冲击情况下，很快且进行大量交易的能力。”

虽然没有明晰的定义，但业界或理论领域却对流动性有着直观的认识，1998 年长期资产管理公司 (Long-Term Capital Management, LTCM) 的因为流动性不足而不得不申请破产则是最为著名的例子；目前国内关于股权分置的讨论也在很大程度上涉及流动性及资产定价的问题。

Amihud and Mendelson (1986) 发现资产的平均流动性被定价 (pricing)；Chordia, Roll and Subrahmanyam (2001), Jones (2001), Amihud (2002) 以及 Bekaert, Harvey and Lundblad (2003) 则发现流动性与资产的当期和未来收益有着“协同” (comove) 特征；Pastor and Stambaugh (2003) 发现收益对流动性的敏感度被市场定价。国内也有不少关于流动性的研究，但大部分都集中在证券市场的微观结构领域，如孙培源、施东晖(2002)，杨朝军、孙培源和施东晖(2002)、苏冬蔚 (2004) 以及苏冬蔚、麦元勋 (2004) 等等。与这些文献不同，本文则主要是从资产价格升水的角度进行研究。

大量的文献从不同方面研究了资产流动性与其价格之间的关系，详细研究可以参见的詹场和胡星阳 (台湾, 2001) 以及刘逖 (2002)，他们对流动性的代理变量以及测度方法做了完善

---

\* 本文得到广东省自然科学基金项目资助 (编号: 0400975)。作者感谢中山大学的陆家骝教授在文章的写作过程中给予热情帮助和宝贵意见。但文责自负。

\*\* 孔东民：中山大学管理学院；中山大学行为金融与金融经济学研究所；通信地址：广州市新港西路 135#，中山大学管理学院 510275；联系电话：020-3402 7646；E-mail: [mnp01kdm@zsu.edu.cn](mailto:mnp01kdm@zsu.edu.cn)

的讨论；汪昌云、汪勇祥和吴卫星（2004）则从公司金融、资产定价和证券市场微观结构三个角度对有关流动性的理论及实证文献做了一个较好的综述。

本文主要从 Acharya and Pedersen (2005) 构建的基于流动性调整的 CAPM 模型 (Liquidity-adjusted Capital Asset Pricing Model, LCAPM) 出发对中国股市进行检验<sup>1</sup>。在 LCAPM 中，资产的期望收益与它的期望流动性成反比而与其“净-beta”成正比，在这里“净-beta”可以被分解成标准 CAPM 模型中的  $\beta$  与三个不同的基于流动性测度的  $\beta$  值，分别包括：资产流动性与市场流动性之间的协方差，即  $cov(c^i, c^M)$ ，这里  $c$  表示流动性测度；资产收益与市场流动性之间的协方差，即  $cov(r^i, r^M)$ ；资产流动性对市场收益的敏感性，即  $cov(c^i, r^M)$ 。

本文利用中国股市 1995 年 1 月到 2004 年 12 月的数据，结合 Amihun (2002) 的流动性测度，利用 LCAPM 进行检验。结果发现，无论在  $R^2$  还是显著性上，LCAPM 的表现都要优于 CAPM，在控制了公司规模之后，其效果更加明显。文章还根据不同定价模型对组合收益的拟合进行了比较，结果发现考虑了流动性之后的定价具有更好的拟合性，这说明 LCAPM 具有显著的经济意义。

全文结构安排如下：第二部分简要对 LCAPM 进行说明；第三部分说明数据来源以及研究方法；第四部分对检验结果进行分析；第五部分给出简短的结论。

## 2. 引入流动性的资产定价模型

与 Samuelson (1958) 类似，考虑一个世代交叠经济。每一代个体都生存两期，且不考虑人口增长，设第  $t$  代个体数目为  $N$ ，所有个体交易者都具有相同的常绝对风险规避(CARA)效用函数： $-E_t \exp(-\gamma^n x_{t+1})$ ， $x_{t+1}$  为个体对下期的期望， $\gamma^n$  为第  $n$  个主体风险规避系数。

假设市场上有  $I$  只证券，第  $i$  只证券的总份额为  $S^i$ ，在时间  $t$ ，其红利为  $D_t^i$ ，排除红利效应之后的价格为  $P_t^i$ ，流动性成本<sup>2</sup>为  $C_t^i$ 。这里  $D_t^i$  和  $C_t^i$  都是随机变量。此时，市场中的主体能以价格  $P_t^i$  购买证券，但是只能以价格  $P_t^i - C_t^i$  售出。市场有外生的无风险利率  $r^f > 1$ 。

因为流动性成本是不确定的，所以产生了流动性风险，具体令  $D_t^i$  和  $C_t^i$  都服从 AR(1) 过程，即：

---

<sup>1</sup> 有必要将本文所指的 LCAPM 与 Holmström and Tirole (2001) 所提出的基于流动性的资产定价模型 (Liquidity-Based Asset Pricing Model, LAPM) 相区分。Holmström and Tirole 所讲的流动性主要是从企业融资的角度出发，而非特指本文所要讨论的资产转售方面的流动性，他们主要用流动性来说明在不同经济时期，被用来转移财富的金融（中介）工具的总价值。此外，Holmström and Tirole 也没有像 Acharya and Pedersen (2005) 那样构造出一个比较清晰的可检验模型。

<sup>2</sup> 在不引起误解的情况下，本文用“流动性成本”来指英文的“Illiquidity Cost”之含义。

$$D_t = \bar{D} + \rho^D (D_{t-1} - \bar{D}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$C_t = \bar{C} + \rho^C (C_{t-1} - \bar{C}) + \eta_t \quad (2)$$

这里,  $\rho^D, \rho^C \in [0, 1]$ ,  $\varepsilon_t, \eta_t$  服从均值为 0, 方差分别为  $\Sigma^D$  和  $\Sigma^C$  的正态随机过程, 且  $E(\varepsilon_t \eta_t^T) = \Sigma^{CD}$ 。

Acharya and Pedersen (2005) 指出, 这些假设只是为了推导 LCAPM 的方便, 即使将其进一步放松也不影响 LCAPM 的基本结论。在以上假设的基础上, 资产的期望收益可以表达为:

$$r_t^i = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} \quad (3)$$

它依赖于流动性成本  $c_t^i$ , 市场收益  $r_t^M$  和相对的市场流动性  $c_t^M$ , 这三者分别为:

$$c_t^i = \frac{C_t^i}{P_{t-1}^i}, \quad r_t^M = \frac{\sum_i S_t^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i S_t^i P_{t-1}^i}, \quad c_t^M = \frac{\sum_i S_t^i C_t^i}{\sum_i S_t^i P_{t-1}^i}$$

根据前述的假设以及资产收益的表达式, 同样按照 Markowitz (1952), Sharpe (1964), Lintner (1965) 以及 Mossin (1966) 等学者对经典 CAPM 的推导思路, 即令个体对自己的第二期消费或财富进行最优化, 在卖空约束下求解出最优的一阶条件, 可以很容易的得到 LCAPM 的条件期望表达式如下 (具体的推导过程请参见 Acharya and Pedersen (2005) 附录 1 的证明):

$$E_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r^f + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (4)$$

其中,  $\lambda_t = E_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r^f)$  表示风险升水, 等价地, 上式可以分解成如下等式:

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) &= r^f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \\ &\quad - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \end{aligned} \quad (5)$$

可以看到, 上式与经典的 CAPM 非常类似, 它说明资产的期望收益等于其相对期望流动性成本加上四个不同的 *beta* (或协方差) 与风险升水  $\lambda_t$  的乘积。其中第一个 *beta* 与经典的 CAPM 一样, 但是多了基于流动性风险的三个 *beta*。下面对这三项分别加以说明。首先,  $\text{cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$  项说明资产流动性与市场流动性之间的正向效应, 暗示了由于市场流动性的降低而导致的资产流动性的降低时, 持有该资产的投资者需要有收益上的补偿; 其次,

$\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$  项说明了资产期望收益与市场流动性之间的协方差效应，该项前面的负号暗示了如果一种资产在市场流动性较低的时候反而有较高的期望收益，投资者则情愿事先接受一个较低的期望收益，这表明了投资者为了使手中资产与市场流动性之间敏感性保持较为稳定的状态，而愿意付出的代价；最后， $\text{cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$  项说明了资产流动性与市场收益之间的协方差效应，该项前面负号则说明，在市场收益降低的时，资产能有较高的流动性，因此投资者乐意为此付出一定的成本；在熊市的情况下，资产往往较难以出售，而且由于投资者财富的降低，此时他们手中所持资产的迅速变现能力（即流动性）也就更有价值。

可见，LCAPM 将流动性因素融合进了资产定价公式中，这使得 CAPM 的内涵更为丰富，也更符合直觉的经济涵义。

为了能够对 LCAPM 进行经验上的估计，利用基本的概率等式  $E_t[\text{cov}(X, Y)] = \text{cov}(X - E_t[X], Y - E_t[Y])$ ，可以得到无条件的 LCAPM 等式，即：

$$E(r_t^i - r_t^f) = E(c_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} + \lambda\beta^{3i} + \lambda\beta^{4i} \quad (6)$$

其中，

$$\beta^{1i} = \frac{\text{cov}_t(r_t^i, r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}_t(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (7)$$

$$\beta^{2i} = \frac{\text{cov}_t(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}_t(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (8)$$

$$\beta^{3i} = \frac{\text{cov}_t(r_t^i, c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}_t(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (9)$$

$$\beta^{4i} = \frac{\text{cov}_t(r_t^i - E_{t-1}(c_t^i), r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}_t(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (10)$$

### 3. 数据来源及研究方法说明

#### 3.1 研究数据说明

本文研究的样本为深沪两地上市的 A 股。股票价格和收益率分别为考虑了现金红利再投资的可比价格以及调整后收益率，全部数据来源于中国股票市场交易数据库系统 (CSMAR) 的交易数据库，研究的样本期间为 1995 年 1 月至 2004 年 12 月。之所以没有选择更早的期间，是

因为 1995 年之前上市的公司数量较少，而本文在每年初要按照流动性排序要分成 20 个组合，所以我们选择样本量超过 200 个的年份，具体如表 1 所示。

为了尽量扩大样本并避免上市公司的存活偏差，本文在检验时并未采取固定样本的方式，而是任一年度的组合都包括截止到当年上市的所有公司股票。此外，对于退市、ST/PT 的公司，凡是在相应事件发生之前，均按照正常公司对待；月交易天数在 15 日以下或有缺失的股票，在涉及缺失月份时不纳入组合，但在其它月份则按正常计算；年交易天数在 100 日以下股票，在该年度不记入有效样本，但在其他年度正常对待；IPO 后 6 个月以内的股票价格和收益率，在研究中将其删除。

表 1 每年度的有效样本数量

数据来源于 CSMAR 交易数据库。所有数目均为经过筛选以后的有效样本数目。

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
数量	250	403	598	691	781	895	988	1062	1128	1231

### 3.2 流动性测度

虽然流动性本身是不可直接测度的，但有许多变量都可间接的对流动性进行代理，较为常用的是基于微观金融数据的买卖差价 (bid-ask spread)<sup>3</sup>，但 Acharya and Pedersen (2005) 指出，该代理变量首先难以适应所期望研究的月度情况，而且该代理变量虽然可以较好的测度少量的股票，但在遇到较多证券时则存在一些问题。本文跟随 Acharya and Pedersen 的建议，同样采用 Amihud (2002) 的方法来测度资产的流动性。Hasbrouck (2002) 比较了 Kyle (1985)  $\lambda$  测度与 Amihud 测度后指出，“就所考虑的代理变量而言，似乎 Amihud 的非流动性是最好的”，此外 Amihud 测度也非常接近微观证券研究中常用的 Amivest 流动性测度。具体而言，在第  $t$  月，股票  $i$  的非流动性为该月内的日交易数据计算而得，具体如下：

$$Illiq_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days_t^i} \left| \frac{R_{td}^i}{V_t^i} \right| \quad (11)$$

这里， $R_{td}^i$  和  $V_t^i$  分别指股票  $i$  在第  $t$  月的第  $d$  个交易日的收益率和交易量（以十万元为单位）， $Days_t^i$  指股票  $i$  在第  $t$  月的有效交易天数。

Acharya and Pedersen (2005) 也指出 Amihud 测度存在两个问题，首先，Amihud 测度是基于“每一元的百分比”，但是 LCAPM 模型则是基于“每一元投资的成本”，这会导致  $Illiq$  受通货膨胀的影响而变得不稳定，为了剔除通货膨胀效应，他们提出了正态化的流动性测度， $c_t^i$ ，即：

<sup>3</sup> 更为详细的讨论可参见詹场和胡星阳（台湾，2001）以及刘逖（2002）。

$$c_t^i = \min(0.25 + 0.30 \text{Illiq}_t^i P_{t-1}^M, 30.00)$$

这里，0.25 和 0.30 是根据经验而来，30.00 则是出于控制异常值的目的。 $P_{t-1}^M$  表示检验第  $t-1$  个月低的市场组合的资本化率与样本初始月份市场组合的资本化率之比值。但是考虑到 Acharya and Pedersen (2005) 考察的样本与我国情况有较大差别，他们的研究期间大约为 40 年，而本文考察期间仅为 9 年；且他们的研究样本是 1962-1999 的美国成熟股市，而本文研究的样本期间为 1995-2004，我国股市依然在发展初期，市场资本化比率变化过于异常；最后，考虑到月度的宏观数据也较难搜集，因此直接采用 Amihud 测度而未进行正态化修正。

Acharya and Pedersen 指出的第二个问题则是所有代理测度都存在噪音，因此为了减少个股带来的测度噪音并部分地解决变量遗漏问题，研究将每年的股票分为 20 个组合进行研究。

### 3.3 组合的构建

根据符合条件的全部股票的日交易数据计算出月度的  $c_t^i$ ，然后根据每年的平均  $c_t^i$ ，将所有股票按照由小到大的顺序分为 20 个组合，作为下一个年度分类的依据。

与 Chordia, Roll and Subrahmanyam (2000), Amihud (2002) 以及 Acharya and Pedersen (2005) 相同，本文采用了等权重的方法计算市场平均<sup>4</sup>。按照这些学者的看法，等权重计算的好处在于，相对于真实经济中的市场组合，能对样本中的大量易变现证券的过多考虑进行补偿。具体言之，我们研究的样本中并没有包括那些不容易变现的资产，如公司债、房地产以及许多小股票等一些在经济总财富中占据一定比例的资产。

### 3.4 非流动性革新 ( $c_t - E_{t-1}[c_t]$ ) 的计算

首先对市场非流动性的计算进行说明。经过计算， $c_t^M$  的一阶自相关系数为 0.7759，这说明它在一定程度上是比较稳定的。为了预测市场非流动性，我们运行下面的 AR (2) 回归：

$$c_t^M = \alpha_0 + \alpha_1 c_{t-1}^M + \alpha_2 c_{t-2}^M + u_t \quad (12)$$

根据 Pastor and Stambaugh (2003) 和 Acharya and Pedersen (2005) 的精神，将上式的  $u_t$  定义为市场非流动性的革新项，即

$$c_t^M - E_{t-1}(c_t^M) := u_t \quad (13)$$

对于每年的 20 个市场组合革新，同样采用等式 (13) 的办法计算。

本文采用 AR (2) 的原因在于通过权衡表 2 中 Panel A 的 AR (1) -AR (4) 结果可以看到，在 AR (2) 的时候有较好的  $R^2$ ，而且残差项的自相关也较小，AR (1) 的  $R^2$  虽然较大，但是有更高的残差自相关，AR (3) -AR (4) 的  $R^2$  过低而且残差自相关也没有更大的降低，因此最终选择了

<sup>4</sup> 事实上，利用加权平均的结果依然相同，有兴趣的读者可以向作者索取该结果。

AR (2) 作为标准。此外，通过表 2 中 *Panel B* 的结果也可以看到，不同的滞后阶选取所得到的残差序列其实都有着非常高的相关性。

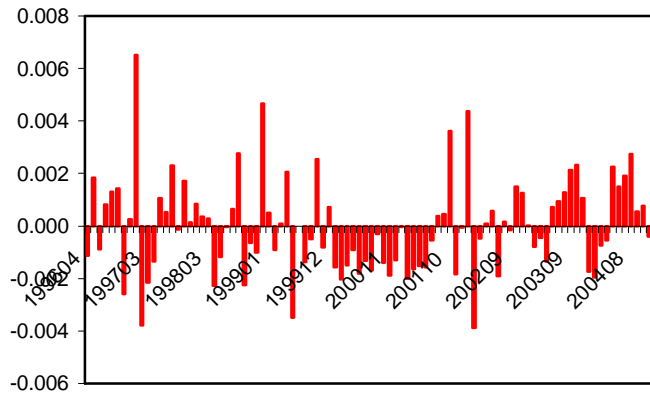
图 1 描绘了基于 AR (2) 过程的市场组合革新序列结果。例如，图中变化较大的前两个日期分别为 1996 年 12 月和 1999 年 7 月，这两个时间分别对应了市场中不同的重要事件，前者是涨跌幅度不超过前日收市价的 10% 的规定发布月份，后者是开始实施证券法的月份。可见，该结果较好的描述了市场非流动性的变化。

需要注意，本文采用 Amihud (2002) 的方法，所以测度的是非流动性(illiquidity)，这与 Pastor and Stambaugh (2003) 等文献的流动性 (liquidity) 在本质上相同，但在数值上是反向的，因此本文的数值越大表示流动性越差。

表 2 AR (1) -AR (4) 的回归比较以及残差相关性

本表数据来自于回归  $c_t^M = \alpha_0 + \sum_{l=1}^L \alpha_l c_{t-l}^M + u_t, L \in [1, 4]$ 。Panel A 报告了四个回归的  $R^2$  与残差序列自相关；Panel B 报告了不同残差序列的相关性。

Panel A			Panel B				
	Adju- $R^2$	自相关	残差序列	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)
AR(1)	0.5935	0.0307	AR(1)	1.0000			
AR(2)	0.4375	0.0121	AR(2)	0.9988	1.0000		
AR(3)	0.2708	0.0067	AR(3)	0.9983	0.9976	1.0000	
AR(4)	0.2320	0.0044	AR(4)	0.9973	0.9975	0.9987	1.0000



说明：本图基于市场非流动性服从 AR(2)过程 计算的残差序列。其中，横轴表示时间，纵轴表示市场“非流动性”。

图 1 1996.01-2004.12 的月度市场非流动性革新

## 4. 检验结果及分析

### 4.1 描述性结果

表 3 报告了按照上一年度流动性从小到大的顺序进行排序所构造的各组合的描述性统计结果。可以看到，所有的变量都是单调变化的。随着组合“非流动性”的增加（即流动性的降低），在表 3 中体现为  $E(c^p)$  从小到大的单调变化，股票倾向于有更高的流动性波动、更低的收益率以及更高的收益波动；从交易活跃度来看，更高的“非流动性”表现为交易量的降低，但换手率并没有明显变化趋势；最后，公司规模在不同组合间有明显的区别，随着流动性的降低，公司规模明显减小，这说明规模越大的公司有着越好的流动性。

表 3 流动性组合的各变量的时间序列平均

本表的样本期间为 01/1996-12/2004，样本为深沪两市上市的 A 股。在每一年度都按照该年度全部可得股票的日交易数据计算其“非流动性”，然后按照从小到大排序，并以此构造下一年度资产组合，共分了 20 个组合，各组合的具体数量参见表 1。所有变量的计算都是先分月份计算，然后按照时间序列进行平均。 $\beta_{1}$  至  $\beta_{4}$  按照等式 (6) - (10) 计算，其中组合与市场的收益和流动性测度中均采用等权平均； $E(c^p)$  为各组合内所有样本的等权重平均期望“非流动性”的时间序列均值，其计算按照 Amihud (2002) 方法计算； $Std(c^p)$  为各组合内所有样本的等权重平均期望“非流动性”的标准差的时间序列均值； $E(r^p)$  为各组合内所有样本的等权重平均期望收益的时间序列均值； $Std(r^p)$  为各组合内所有样本的等权重平均期望“非流动性”标准差的时间序列均值； $Vol$  表示各组合内所有样本的等权重平均交易量的时间序列均值，根据 Acharya and Pedersen (2005)，这里的交易量用交易价格与流动股份额之积来计算； $Size$  表示个组合规模的时间序列平均，本表均采用组合内所有样本的流通股市值等权重平均计算； $Turnover$  表示各组合换手率的时间序列平均，本表以组合内所有样本的成交股数与流通股数之比的等权重平均计算组合换手率。

组合	$\beta_{1}$	$\beta_{2}$	$\beta_{3}$	$\beta_{4}$	$E(c^p)$	$Std(c^p)$	$E(r^p)$	$Std(r^p)$	$Vol(10^6)$	$Size(10^5)$	$Turnover$
Small	0.4428	0.0001	-0.0081	-0.0020	0.0009	0.0010	0.0186	0.0940	104.80	39.19	0.3455
2	0.4124	0.0001	-0.0068	-0.0041	0.0015	0.0017	0.0148	0.0840	54.82	17.94	0.3541
3	0.4728	0.0002	-0.0085	-0.0040	0.0020	0.0028	0.0168	0.0921	44.37	14.39	0.3722
4	0.4674	0.0003	-0.0085	-0.0057	0.0021	0.0024	0.0168	0.0891	42.95	12.75	0.3783
5	0.4965	0.0003	-0.0087	-0.0085	0.0025	0.0028	0.0154	0.0971	36.02	11.51	0.3687
6	0.5017	0.0003	-0.0089	-0.0061	0.0026	0.0027	0.0125	0.0961	34.50	10.89	0.3534
7	0.4548	0.0004	-0.0083	-0.0072	0.0030	0.0033	0.0123	0.0902	32.15	9.82	0.3552
8	0.4500	0.0003	-0.0084	-0.0058	0.0028	0.0022	0.0109	0.0880	32.08	9.58	0.3610
9	0.4916	0.0004	-0.0090	-0.0088	0.0035	0.0034	0.0125	0.0967	27.70	8.11	0.3883
10	0.4801	0.0004	-0.0087	-0.0084	0.0036	0.0034	0.0121	0.0969	28.04	8.14	0.3806
11	0.5175	0.0005	-0.0089	-0.0116	0.0040	0.0043	0.0092	0.0963	26.55	7.38	0.3694
12	0.4785	0.0004	-0.0090	-0.0102	0.0040	0.0035	0.0088	0.0905	24.93	7.14	0.3710
13	0.4742	0.0004	-0.0089	-0.0090	0.0043	0.0030	0.0087	0.0926	22.15	6.76	0.3536
14	0.5491	0.0006	-0.0094	-0.0127	0.0052	0.0054	0.0122	0.1031	22.05	6.24	0.3783
15	0.5493	0.0006	-0.0091	-0.0147	0.0054	0.0054	0.0135	0.0993	21.58	6.12	0.3892
16	0.5231	0.0007	-0.0089	-0.0126	0.0057	0.0054	0.0057	0.0901	18.34	5.42	0.3738

17	0.5398	0.0008	-0.0102	-0.0143	0.0066	0.0073	0.0123	0.1027	16.59	5.36	0.3737
18	0.5090	0.0007	-0.0104	-0.0145	0.0071	0.0068	0.0131	0.1037	14.02	4.60	0.3641
19	0.5173	0.0012	-0.0090	-0.0184	0.0092	0.0119	0.0065	0.0940	11.96	4.27	0.3517
Big	0.4924	0.0013	-0.0090	-0.0301	0.0127	0.0137	0.0121	0.1037	9.03	3.44	0.3807

我们将重点放在四个  $\beta$  上，从  $\beta^{1p}$  可以看出，不同的流动性组合并没有体现出明显的区别，这说明经典的 CAPM 模型无法体现资产的流动性特征。考虑到大量的文献已发现流动性与资产价格之间的关系，我们可以推断经典 CAPM 模型在捕捉流动性方面是无能为力的；从  $\beta^{2p}$  来看，随着资产“非流动性”的增加， $\beta^{2p}$  明显的增加，这说明流动性越差的资产与市场流动性的协方差越高，也即市场流动性越差的时候，资产的流动性也随之变差；从  $\beta^{3p}$  来看，随着资产“非流动性”的增加， $\beta^{3p}$  的绝对值只有不明显的增加，这说明资产的收益率与市场流动性之间只体现了较弱的关系，也即资产的流动性越差则要求的收益就越高，只是这种特征并不是很明显；从  $\beta^{4p}$  来看，随着资产“非流动性”的增加， $\beta^{4p}$  的绝对值显著增加，这说明资产的流动性与市场收益之间的协动性非常明显，体现了市场越低迷，资产的流动性越差。可以看到，这些  $\beta$  的结果都与我们的直觉非常符合。

正如 Acharya and Pedersen (2005) 指出的那样，表 3 中对  $\beta$  的测度存在共线性问题。这种共线性带来的问题使得对三个不同的流动性  $\beta$  进行明晰的区分变得困难。

表 4 描述了总样本期间以及分样本期间，各个  $\beta$  系数之间的相关性检验。可以看到，这些  $\beta$  之间都具有较强的相关性。无论是总样本期间还是分样本期间，三个流动性  $\beta$  之间都有较高的相关性，但在 2000 年以后，经典 CAPM 模型的  $\beta$  与流动性  $\beta$  之间的相关性有了显著的降低，这可能与该段期间股市持续走低有关。此外，也可以看到，在三个检验中，所有的相关性都具有一致的符号，这说明本文的构造的  $\beta$  是较为稳健的，而且这种符号也与等式(6)-(10)的内涵相一致。

表 4 各期间  $\beta$  系数之间的相关性检验

本表的计算基于表 3，所有  $\beta$  系数采用与表 3 相同的方法，并分为总样本期间以及 01/1996-12/1999 和 01/2000-12/2004 两个子样本期间。

	全样本期间				01/1996-12/1999				01/2000-12/2004			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
$\beta_1$	1.0000				1.0000				1.0000			
$\beta_2$	0.5871	1.0000			0.6838	1.0000			0.2767	1.0000		
$\beta_3$	-0.7834	-0.5540	1.0000		-0.7221	-0.4031	1.0000		-0.3752	-0.6615	1.0000	
$\beta_4$	-0.5571	-0.9491	0.5164	1.0000	-0.6570	-0.9244	0.3384	1.0000	-0.1813	-0.9904	0.7385	1.0000

## 4.2 基于流动性资产定价模型的检验结果

现在来讨论流动性风险对资产收益的影响。本文按照 Fama and MacBeth (1973) 的方法，首先按照月份的时间序列数据求出各  $\beta$ , 然后在对各横截面进行回归求出共同因子序列<sup>5</sup>。为了修正自相关和异方差，因子标准误的计算采用了 Newey and West (1987) 的方法进行修正，其中滞后期按照 Newey and West 推荐的方法确定，即  $4(T/100)^{2/9}$ ， $T$  为样本期间的长度。

为了考察市场在升降期间的特征是否有区别，本文将样本期间分为两个阶段分别加以考察，01/1996-12/1999 和 01/2000-12/2004，前者基本处于股市上升期间，后者则基本处于市场下跌期间。

为了能对 LCAPM 的模型设定进行考察，定义“净  $\beta$ ”即  $\beta^{net,p}$  为：

$$\beta^{net,p} := \beta^{1p} + \beta^{2p} - \beta^{3p} - \beta^{4p} \quad (14)$$

此时，LCAPM 变为：

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda \beta^{net,p} \quad (15)$$

这里，按照传统上对 CAPM 检验的设定，允许方程 (15) 含有不为零的截距项。一般而言，我们在检验中利用的月度数据与模型设定中所暗含的单位期间并不一致。在单位时间内，模型 (15) 中的  $\kappa=1$ ，这是因为投资者每一期都承受确定的固定流动性成本。当模型的估计期间是投资者持有期的  $\kappa$  倍时， $E(r_t^p - r_t^f)$  和  $\beta^{net,p}$  也分别近似为相应持有期的期望收益和“净  $\beta$ ”的  $\kappa$  倍，这是因为  $\kappa$ - 期的收益（流动性革新）可以近似的认为是  $\kappa$  个单位时期收益（流动性革新）之和。当然，这种近似的原因在于收益率和流动性革新之间在时间上的低相关性；但对  $E(c_t^p)$  而言，因为它是平均值，因此无法随着时间的变动而相应地扩大其标度，所以在等式 (15) 中， $E(c_t^p)$  前面乘上了  $\kappa$ ，以此调整估计期和持有期长度上的不一致。所以只有在平均持有期为 1 个月的情况下，在基于每月的数据进行考察时，才有  $\kappa=1$ ，如果持有期为 5 个月（半个月）则有  $\kappa=1/5=0.2$ （ $\kappa=1/0.5=2$ ）。

在实证检验中，一般用换手率来推断平均持有期，因此可以用样本所有股票的每月平均换手率来对  $\kappa$  进行标定 (calibrate)。Acharya and Pedersen (2005) 选择了  $\kappa=0.034$ ，这表示相应的持有期为  $1/0.034 \approx 29$  个月。由于美国纽约证交所换手率在 50% ~ 60% 之间，而我国过去八

---

<sup>5</sup> Acharya and Pedersen (2005) 采用了 GMM 框架进行分析，我们这儿采用了 OLS 和 GMM 两种方法进行估计，两种结果非常类似。但是考虑到 Acharya and Pedersen 的时间序列较长为 480 个月份，而本文样本序列仅为 108 个月份，尤其本文在分期间估计之后，样本的序列长度分别只有 48 和 60。因此 OLS 的结果更为稳妥，为了节省篇幅，本文只报告了 OLS 估计结果。但有感兴趣的读者可以索取 GMM 估计结果。

年平均换手率高达 300% ~ 400%<sup>6</sup>，再考虑我国股市大约仅有 1/3 的流通股，因此为了和实际情况相对应，本文选择中国股市的  $\kappa$  为美国的两倍， $\kappa = 0.068$ ，即中国股市换手率是美国的两倍。在确定了  $\kappa$  之后，为了能够对方程 (15) 进行检验，本文以  $E(r_t^p - r_t^f) - \kappa E(c_t^p)$  作为新的因变量。

需要强调的一点是，方程 (15) 对 LCAPM 的估计只利用了一类风险升水，即  $\lambda$ 。在因子个数上与标准的 CAPM 一样，分别为  $\beta^{net}$  和  $\beta^1$ 。因此，LCAPM 对真实收益拟合的提高（见随后的具体分析）并非是因为增加因子数目或者增加了自由度，仅仅在于它调整了流动性。

表 5 的 Model 3 给出了基于标准 CAPM 的估计结果。可以看到风险升水  $\lambda$  在全样本期间为负但不显著，在市场上升的第 1 个子样本期间为正但不显著，在市场下降的第 2 个子样本期间显著为负。这说明随着市场状态的不同，风险升水也有不同的表现。 $R^2$  大部分都较低，尤其在第二个样本期间，仅为 0.0063，而且该期间回归方程整体显著性检验也比较低。可见，整体而言，CAPM 并没有很好的捕捉风险升水。

与标准的 CAPM 估计结果相比较，表 5 的 Model 1 (标定  $\kappa$ ) 和 Model 2 (未标定  $\kappa$ ) 报告了基于方程 (15) 的估计结果，可以看到除全样本期间 Model 2 的之外（该数值非常不显著， $p$ -value 为 0.6613），其余所有的风险升水  $\lambda$  估计结果及显著性都表现出了与标准 CAPM 相同的特征，即全样本期间为负，在第 1 个子样本期间为正，在第 2 个子样本期间为负。这说明随着市场状态的不同，风险升水有不同的表现。从常数项来看，LCAPM 的结果在 Model 1 的情况下有更小的  $p$ -value，其主要原因在于我们对  $\kappa$  的标定所致，通过未标定的 Model 2 来看，LCAPM 和 CAPM 的常数项也基本相近。全部三种情况下，LCAPM 的拟合优度要明显高于 CAPM，尤其是在第二个子样本期间更为明显。同样，整体方程的联合显著性检验也有同样的特征。

为了进一步分离流动性效应  $\beta^2, \beta^3$  和  $\beta^4$ 、流动性水平  $E(c)$  以及市场风险  $\beta^1$ ，考虑如下方程：

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda^1 \beta^{1p} + \lambda \beta^{net,p} \quad (16)$$

Model 4 对方程 (16) 以及标定的  $\kappa$  值进行了估计，Model 5 则估计了该方程的无约束模式。可以看到 LCAPM 的拟合优度和整体方程的联合显著性比例都得到了明显提高。当然，由于  $\beta^1$  和  $\beta^{net}$  之间的共线性（ $\beta^{net}$  中包含了  $\beta^1$ ），我们很难进一步区分这种提高在多大程度上来自于共线性，这只是一个较弱的证据。

---

<sup>6</sup> 陈平 (2005)，“对症下药完善上市公司治理结构”，《中国证券报·网络版》，2005 年 3 月 17 日。网址：[http://www.cs.com.cn/sylm/04/t20050317\\_608345.htm](http://www.cs.com.cn/sylm/04/t20050317_608345.htm)。

这里，需要注意的是，虽然就  $\beta^1$  和  $\beta^{net}$  个体而言，其正负和 Model 1, 2 和 3 并不完全一致，但是考虑到  $\beta^{net}$  中所包含的  $\beta^1$  系数之后求和，依然与对应的 Model 3 的检验结果一致；例如，就第一个子样本期间而言，Model 5 的结果显示  $\beta^1$  的系数为负 (-3.7310)，这与 Model 3 相反，但看到  $\beta^{net}$  的系数为正(3.7776)，这使得  $\beta^1$  综合之后的系数为  $3.7776-3.7310=0.046$ ，依然与 CAPM 的结果保持一致。

最后，Model 6 放弃  $\lambda^1 = \lambda^2 = -\lambda^3 = -\lambda^4$  的限制，估计了一般化的关系：

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda^1 \beta^{1p} + \lambda^2 \beta^{2p} + \lambda^3 \beta^{3p} + \lambda^4 \beta^{4p} \quad (17)$$

这允许不同的  $\beta$  有不同的风险升水。Model 7 则进一步令  $\kappa$  为自由参数加以估计。可以看到，也许是各  $\beta$  之间的共线性的原因，模型的拟合优度和整体方程的联合显著性比例进一步提高，但大部分的结果都不显著。所以，虽然不同  $\beta$  所对应的风险升水依然表现出了不同的特征，只是这种共线性难以修正，因此确切的识别各自的风险升水是困难的。

表 5 LCAPM 与 CAPM 模型的风险升水的估计结果

本表报告了基于 01/1996 至 12/2004 的月度数据的结果。对于在每年初根据流动性排序所构建的 20 个资产组合序列，按照 Fama and MacBeth (1973) 的方法考虑以下关系：

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda^1 \beta^{1p} + \lambda^2 \beta^{2p} + \lambda^3 \beta^{3p} + \lambda^4 \beta^{4p} + \lambda \beta^{net,p}$$

这里， $\beta^{net,p} = \beta^{1p} + \beta^{2p} - \beta^{3p} - \beta^{4p}$ 。Model 1, 4 和 6 按照  $\kappa = 0.068$  对其进行了标定。Model 1 和 2 只考虑了  $\beta^{net}$ ，Model 3 为标准的 CAPM 检验，Model 4 和 5 同时考虑了  $\beta^1$  和  $\beta^{net}$ ，Model 6 和 7 则同时考虑了全部的  $\beta$ 。

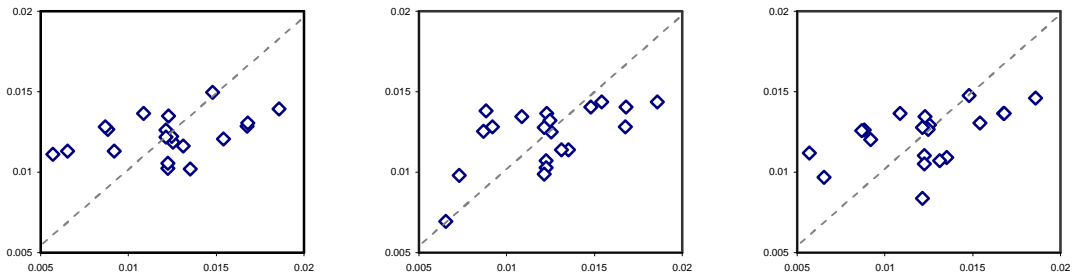
所有 Model 的估计结果中，第一行为共同因子的估计结果，第二行为相应的  $p$ -value。标准误的计算中都按照 Newey and West (1987) 的方法进行修正了自相关和异方差，其中滞后期按照 Newey and West 推荐的方法确定，即  $4(T/100)^{2/9}$ ， $T$  为样本期间的长度。 $R^2$  列的第一行为经过自由度调整之后的  $R^2$ ，第二行为在所有横截面回归中，模型整体显著性的百分比。

Panel A 的数据来自于总样本期间，即 01/1996-12/2004；Panel B 的数据来自于第一个子样本期间，即 01/1996-12/1999，Panel C 的数据来自于第二个子样本期间，即 01/2000-12/2004。

	Constant	$E(c^p)$	$\beta^1$	$\beta^2$	$\beta^3$	$\beta^4$	$\beta^{net}$	$R^2$
Panel A: 01/1996-12/2004								
Model 1	<b>-0.0384</b>	<b>0.0680</b>					<b>-0.0346</b>	<b>0.1472</b>
	0.0577	—					0.4102	71.13%
Model 2	<b>0.0082</b>	<b>0.1572</b>					<b>0.0141</b>	<b>0.2570</b>
	0.5842	0.9061					0.6613	72.17%
Model 3	<b>0.0293</b>		<b>-0.0347</b>					<b>0.1231</b>
	0.1431		0.4192					68.04%
Model 4	<b>-0.0455</b>	<b>0.0680</b>	<b>0.2758</b>				<b>-0.2898</b>	<b>0.2507</b>
	0.0021	—	0.3853				0.3756	71.13%
Model 5	<b>0.0152</b>	<b>-6.0422</b>	<b>-2.7154</b>				<b>2.6888</b>	<b>0.2897</b>

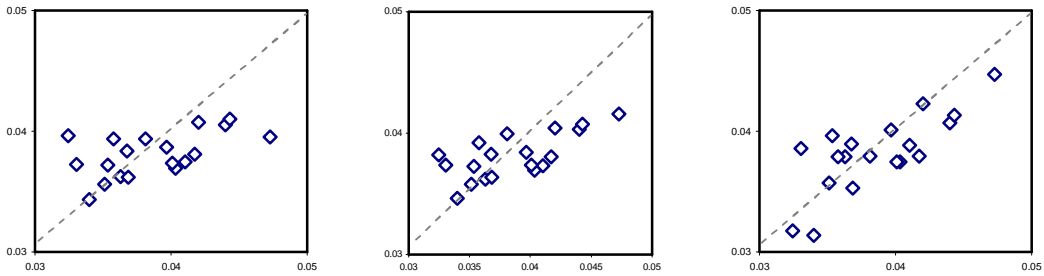
	0.2926	0.0053	0.0002			0.0002	75.26%
Model 6	<b>-0.0440</b>	<b>0.0680</b>	<b>0.0396</b>	<b>27.3070</b>	<b>5.4534</b>	<b>0.7895</b>	<b>0.3171</b>
	0.0042	—	0.2363	0.4800	0.1202	0.5269	75.26%
Model 7	<b>0.0215</b>	<b>-6.3122</b>	<b>0.0177</b>	<b>12.4710</b>	<b>2.8263</b>	<b>-3.4689</b>	<b>0.3533</b>
	0.1625	0.0025	0.5950	0.7111	0.4036	0.0053	77.32%
<i>Panel B: 01/1996-12/1999</i>							
Model 1	<b>-0.0485</b>	<b>0.0680</b>				<b>0.0379</b>	<b>0.1132</b>
	0.1724	—				0.6047	65.85%
Model 2	<b>0.0159</b>	<b>-0.0427</b>				<b>0.0470</b>	<b>0.1397</b>
	0.5736	0.7370				0.4246	60.98%
Model 3	<b>0.0182</b>		<b>0.0414</b>				<b>0.1037</b>
	0.6079		0.5845				63.42%
Model 4	<b>-0.0584</b>	<b>0.0680</b>	<b>0.5895</b>			<b>-0.5199</b>	<b>0.1657</b>
	0.0265	—	0.5159			0.5678	63.42%
Model 5	<b>0.0023</b>	<b>-7.7478</b>	<b>-3.7310</b>			<b>3.7776</b>	<b>0.2137</b>
	0.9268	0.0112	0.0493			0.0457	68.29%
Model 6	<b>-0.0613</b>	<b>0.0680</b>	<b>0.0593</b>	<b>-0.8598</b>	<b>-1.2690</b>	<b>0.6246</b>	<b>0.2058</b>
	0.0391	—	0.2945	0.9922	0.8303	0.7296	73.17%
Model 7	<b>0.0141</b>	<b>-5.3570</b>	<b>0.0675</b>	<b>-19.0120</b>	<b>1.3982</b>	<b>-4.3349</b>	<b>0.2362</b>
	0.6408	0.1696	0.2456	0.8108	0.8254	0.0260	78.05%
<i>Panel C: 01/2000-12/2004</i>							
Model 1	<b>-0.0342</b>	<b>0.0680</b>				<b>-0.0804</b>	<b>0.0323</b>
	0.0018	—				0.0017	53.57%
Model 2	<b>0.0405</b>	<b>-1.5415</b>				<b>-0.0796</b>	<b>0.3983</b>
	0.0016	0.0463				0.0018	83.93%
Model 3	<b>0.0253</b>		<b>-0.0650</b>				<b>0.0063</b>
	0.0079		0.0034				39.29%
Model 4	<b>-0.0280</b>	<b>0.0680</b>	<b>0.7815</b>			<b>-0.8554</b>	<b>0.3937</b>
	0.0236	—	0.0510			0.0379	83.93%
Model 5	<b>0.0412</b>	<b>-3.1608</b>	<b>0.0632</b>			<b>-0.1447</b>	<b>0.3897</b>
	0.0011	0.1853	0.9201			0.8181	78.57%
Model 6	<b>-0.0356</b>	<b>0.0680</b>	<b>-0.0230</b>	<b>14.2610</b>	<b>3.5884</b>	<b>1.2142</b>	<b>0.4331</b>
	0.0053	—	0.3740	0.0902	0.0515	0.0525	80.36%
Model 7	<b>0.0319</b>	<b>-10.8160</b>	<b>-0.0263</b>	<b>64.3840</b>	<b>2.5177</b>	<b>0.2235</b>	<b>0.4406</b>
	0.0145	0.0020	0.3273	0.0002	0.1568	0.7332	80.36%

为了比较 LCAPM 和 CAPM 对真实数据的拟合性，我们在图 2-图 4 分别描绘了总样本期间以及两个子样本期间的平均拟合值与真实值的散点图。可以看到，在所有的 LCAPM 版本中，估计结果都比 CAPM 更好的拟合了真实收益，而且总样本期间拟合性的相对优势更明显，这说明 LCAPM 要优于 CAPM。而且在图 2-图 4 中，各自左边两个图形中，其估计所涉及的自由参数是一样的，所以拟合度的提高并不是提高自由度所带来的。



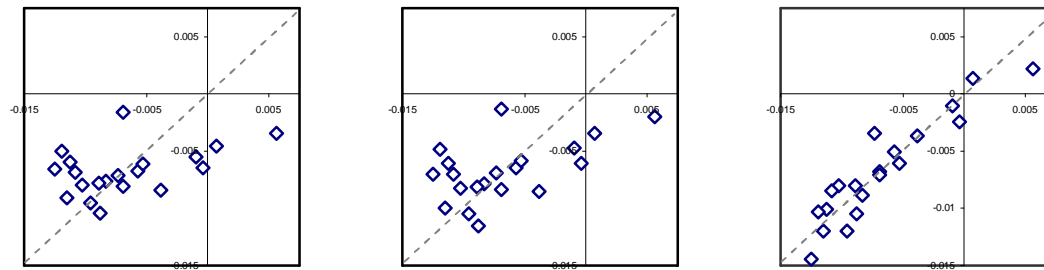
说明：本图的数据期间为 01/1996-12/2004，最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 2 全样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较



说明：本图的数据期间为 01/1996-12/1999，最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 3 第一个子样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较



说明：本图的数据期间为 01/2000-12/2004，最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 4 第二个子样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较

### 4.3 控制了公司规模的结果

就 CAPM 的原理而言，一个合理的  $\beta$  已经能将所有与资产特质 (asset-specific) 和公司特质 (firm-specific) 因素完全过滤掉 (Cochrane, 2001, Chapter 5)。因此，理论上不应该采用规模来控制估计方程，即不需要在 LCAPM/CAPM 中加入规模变量，但是根据表 3 的结果可以看到，不同流动性组合之间的公司规模差别非常大，流动性最强与最差的公司规模差别为  $39.19-3.44 = 35.75$  (万元)，这种描述性统计显然与理想状态相悖。因此，在这一部分，我们将公司规模因素进行控制，来进一步研究 LCAPM 和 CAPM 两种定价模型之间的区别与联系。

表 6 给出了在控制公司规模之后的检验结果。可以看到，在加入规模变量以后，所有的回归  $R^2$  都有了显著的提高，而且均在统计上显著，由于检验中已经对  $R^2$  做了自由度的调整，因此并不能将这种提高简单归因于变量个数的增加， $R^2$  的提高表明规模确实会影响到资产收益率。

Model 3 给出了基于标准 CAPM 的估计结果。可以看到风险升水  $\lambda$  在全样本期间和第一个子样本期间为正但不显著，但在第二个子样本期间则显著小于零。在控制规模之后，我们依然得到了与表 5 相同的结论。

表 6 控制规模之后 LCAPM 与 CAPM 模型的风险升水的估计结果

本表报告了基于 01/1996 至 12/2004 的月度数据的结果。对于在每年初根据流动性排序所构建的 20 个资产组合序列，按照 Fama and MacBeth (1973) 的方法考虑以下关系：

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda^1 \beta^{1p} + \lambda^2 \beta^{2p} + \lambda^3 \beta^{3p} + \lambda^4 \beta^{4p} + \lambda \beta^{net,p} + \lambda^5 \text{Ln}(\text{Size})$$

这里， $\beta^{net,p} = \beta^{1p} + \beta^{2p} - \beta^{3p} - \beta^{4p}$ 。Model 1, 4 和 6 按照  $\kappa = 0.068$  对其进行了标定。Model 1 和 2 考虑了  $\beta^{net}$ ，Model 3 为标准的 CAPM 检验，Model 4 和 5 同时考虑了  $\beta^1$  和  $\beta^{net}$ ，Model 6 和 7 则同时考虑了全部的  $\beta$ 。

所有 Model 的估计结果中，第一行为共同因子的估计结果，第二行为相应的  $p$ -value。标准误的计算中都按照 Newey and West (1987) 的方法进行修正了自相关和异方差，其中滞后期按照 Newey and West 推荐的方法确定，即  $4(T/100)^{2/9}$ ， $T$  为样本期间的长度。 $R^2$  列的第一行为经过自由度调整之后的  $R^2$ ，第二行为在所有横截面回归中，模型整体显著性的百分比。

Panel A 的数据来自于总样本期间，即 01/1996-12/2004；Panel B 的数据来自于第一个子样本期间，即 01/1996-12/1999，Panel C 的数据来自于第二个子样本期间，即 01/2000-12/2004。

	Constant	$E(c^p)$	$\beta^1$	$\beta^2$	$\beta^3$	$\beta^4$	$\beta^{net}$	Ln(Size)	$R^2$
Panel A: 01/1996-12/2004									
Model 1	<b>-0.1339</b>	<b>0.0680</b>					<b>0.0179</b>	<b>0.0051</b>	<b>0.2897</b>
	0.0046	—					0.5049	0.1159	76.29%
Model 2	<b>-0.0952</b>	<b>0.2160</b>					<b>0.0184</b>	<b>0.0070</b>	<b>0.3243</b>
	0.0562	0.1032					0.4941	0.0373	72.17%
Model 3	<b>-0.0613</b>		<b>0.0154</b>					<b>0.0048</b>	<b>0.2913</b>
	0.1828		0.5614					0.1345	76.29%
Model 4	<b>-0.1701</b>	<b>0.0680</b>	<b>-0.3756</b>				<b>0.3907</b>	<b>0.0075</b>	<b>0.3327</b>
	0.0021	—	0.2015				0.1911	0.0372	77.32%

Model 5	<b>-0.0950</b> 0.0775	<b>-5.5997</b> 0.0112	<b>-2.8908</b> 0.0001				<b>2.8905</b> 0.0001	<b>0.0068</b> 0.0585	<b>0.3628</b> 79.38%
Model 6	<b>-0.1799</b> 0.0041	<b>0.0680</b> —	<b>0.0128</b> 0.6892	<b>15.3720</b> 0.6834	<b>-0.9057</b> 0.7956	<b>0.0829</b> 0.9454		<b>0.0081</b> 0.0357	<b>0.3472</b> 76.29%
Model 7	<b>-0.0622</b> 0.3049	<b>-5.0204</b> 0.0369	<b>0.0034</b> 0.9172	<b>3.0946</b> 0.9280	<b>-0.8428</b> 0.8097	<b>-3.2433</b> 0.0112		<b>0.0050</b> 0.1831	<b>0.3744</b> 77.32%
<i>Panel B: 01/1996-12/1999</i>									
Model 1	<b>-0.1044</b> 0.2438	<b>0.0680</b> —					<b>0.0649</b> 0.2198	<b>0.0031</b> 0.6194	<b>0.2252</b> 70.73%
Model 2	<b>-0.0326</b> 0.7289	<b>-0.0387</b> 0.8652					<b>0.0659</b> 0.2065	<b>0.0028</b> 0.6673	<b>0.2285</b> 65.85%
Model 3	<b>-0.0340</b> 0.6999		<b>0.0671</b> 0.2101					<b>0.0029</b> 0.6428	<b>0.2244</b> 68.29%
Model 4	<b>-0.0847</b> 0.3886	<b>0.0680</b> —	<b>0.3868</b> 0.6252				<b>-0.3138</b> 0.6902	<b>0.0017</b> 0.8061	<b>0.2308</b> 65.85%
Model 5	<b>0.0076</b> 0.9385	<b>-7.7917</b> 0.0082	<b>-3.2428</b> 0.0752				<b>3.2956</b> 0.0685	<b>-0.0003</b> 0.9676	<b>0.2789</b> 70.73%
Model 6	<b>-0.0982</b> 0.3273	<b>0.0680</b> —	<b>0.0622</b> 0.2676	<b>6.1642</b> 0.9441	<b>-1.7860</b> 0.7649	<b>0.4920</b> 0.7840		<b>0.0023</b> 0.7296	<b>0.2699</b> 73.17%
Model 7	<b>0.0217</b> 0.8360	<b>-2.7499</b> 0.4104	<b>0.0675</b> 0.2330	<b>-34.0960</b> 0.6605	<b>0.3266</b> 0.9579	<b>-3.2379</b> 0.0892		<b>-0.0007</b> 0.9205	<b>0.2833</b> 80.49%
<i>Panel C: 01/2000-12/2004</i>									
Model 1	<b>-0.1479</b> 0.0041	<b>0.0680</b> —					<b>-0.0437</b> 0.0409	<b>0.0070</b> 0.0366	<b>0.4035</b> 0.8571
Model 2	<b>-0.0848</b> 0.0975	<b>0.1036</b> 0.9131					<b>-0.0420</b> 0.0878	<b>0.0073</b> 0.0260	<b>0.4229</b> 0.8393
Model 3	<b>-0.0855</b> 0.0857		<b>-0.0425</b> 0.0414					<b>0.0073</b> 0.0280	<b>0.4053</b> 0.8571
Model 4	<b>-0.1633</b> 0.0005	<b>0.0680</b> —	<b>-0.1150</b> 0.7160				<b>0.0750</b> 0.8158	<b>0.0079</b> 0.0084	<b>0.4262</b> 0.8750
Model 5	<b>-0.0818</b> 0.0945	<b>-2.6816</b> 0.3502	<b>-0.3542</b> 0.5483				<b>0.3080</b> 0.5974	<b>0.0071</b> 0.0227	<b>0.4227</b> 0.8750
Model 6	<b>-0.1838</b> 0.0000	<b>0.0680</b> —	<b>-0.0042</b> 0.8729	<b>22.3080</b> 0.0099	<b>0.7810</b> 0.6395	<b>1.2657</b> 0.0433		<b>0.0084</b> 0.0018	<b>0.4452</b> 0.8214
Model 7	<b>-0.0632</b> 0.1390	<b>-9.5873</b> 0.0082	<b>-0.0127</b> 0.6467	<b>66.8650</b> 0.0002	<b>0.9388</b> 0.5670	<b>0.5783</b> 0.3544		<b>0.0054</b> 0.0435	<b>0.45017</b> 82.14%

与标准的 CAPM 估计结果相比较, 表 6 的 Model 1 报告了基于方程 (15) 且对  $\kappa$  进行了标定的估计结果, 可以看到所有风险升水  $\lambda$  的估计结果在全部的三个样本期间都表现出了与标准 CAPM 相同的特征。同样说明随着市场状态的不同, 风险升水依然有不同的表现。此外, Model 2 也考察了  $\kappa$  作为自由参数时的估计结果, 其检验结果基本与 Model 1 一致。

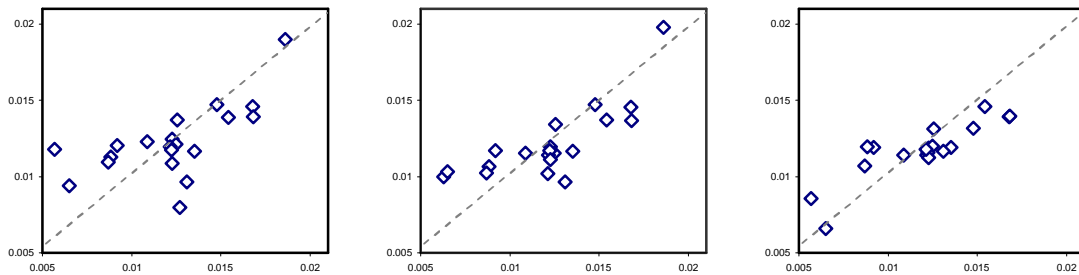
从基于 Model 4 和 5 的结果来看, 结论依然没有变化, 尽管表 6 的三个样本检验结果都出现了  $\beta^1$  和  $\beta^{net}$  符号相反的特征, 但是将  $\beta^{net}$  中的  $\beta^1$  提取出来之后考察, 市场风险的综合效应依然与 CAPM 一致, 而且这种反向的符号还进一步表明了我们的模型设定中的流动性升水比市场风险升水更突出。

最后, Model 6 放弃  $\lambda^1 = \lambda^2 = -\lambda^3 = -\lambda^4$  的限制, 按照等式 (17) 估计了一般化的关系, 允许不同的  $\beta$  有不同的风险升水。Model 7 则进一步令  $\kappa$  为自由参数加以估计。可见, 各  $\beta$

之间的共线性相当明显，大多数系数都不显著，但是不同  $\beta$  所对应的风险升水表现出了不同的特征。考虑到各  $\beta$  之间的共线性难以修正，因此确切识别各自的风险升水是困难的。

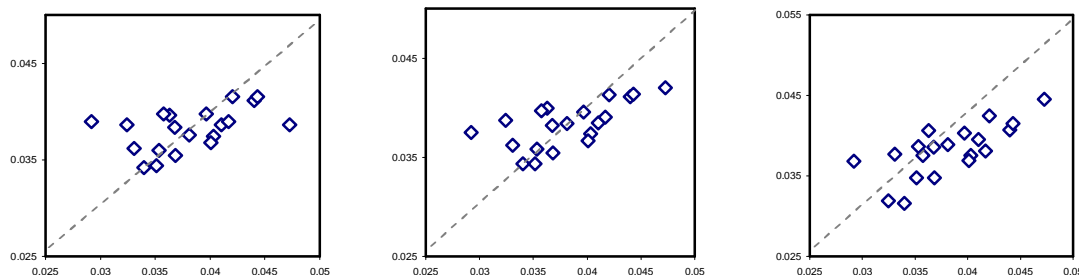
为了比较 LCAPM 和 CAPM 对真实数据的拟合性，我们在图 5 至图 7 分别描绘了总样本期间以及两个子样本期间的平均拟合值与真实值的散点图。可以看到，在所有的 LCAPM 版本中，估计结果都比 CAPM 更好的拟合了真实收益，而且总样本期间拟合性的相对优势更明显，这说明 LCAPM 要优于 CAPM。而且在图 5 至图 7 中，各自左边两个图形中，其估计所涉及的自由参数是一样的，所以拟合度的提高并不是提高自由度所带来的。

在控制公司规模之外，本文还对 B/M（账面价值/市场价值）因素进行了控制并得到与控制公司规模相一致的结果。



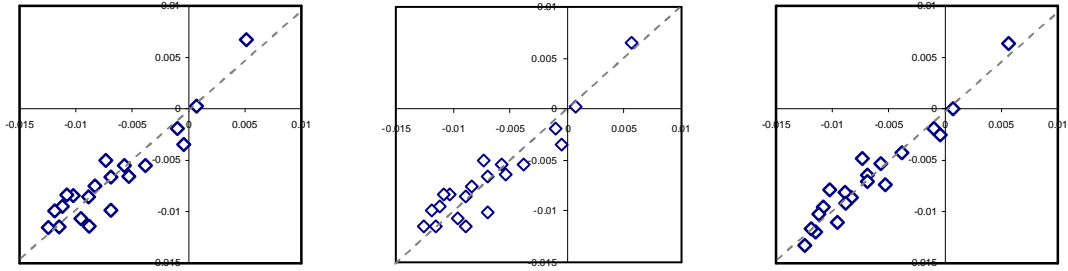
说明：本图的数据期间为 01/1996-12/2004，所有的结果均控制了规模效应，即在回归中加入  $\ln(\text{Size})$ ， $\text{Size}$  为公司流通股的市值。最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 5 全样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较



说明：本图的数据期间为 01/1996-12/1999，所有的结果均控制了规模效应，即在回归中加入  $\ln(\text{Size})$ ， $\text{Size}$  为公司流通股的市值。最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 6 第一个子样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较



说明：本图的数据期间为 01/2000-12/2004，所有的结果均控制了规模效应，即在回归中加入  $\ln(\text{Size})$ ， $\text{Size}$  为公司流通股的市值。最左边的图形基于标准 CAPM 的估计结果；中间的图形为基于 LCAPM 方程 (15) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (有约束)；最右边的图形为基于 LCAPM 方程 (17) 且对  $\kappa$  定标的估计结果 (无约束)。横轴表示真实收益率，纵轴表示拟合的收益率。

图 7 第二个子样本期间 CAPM 与 LCAPM 的拟合比较

#### 4.4 经济显著性分析

最后讨论一下 LCAPM 的经济显著性，为了考察各  $\beta$  的不同的效应，我们检验持有“非流动性”资产相对于持有流动性资产所需要的年度升水。如果选择表 5 或 6 中的 Model 7，则会受严重的多重共线性的影响，而使结果有偏误。因此最终选择了对  $\kappa$  进行标定的 LCAPM 模型中的 Model 1。以  $H(j)\lambda(\beta^{j,p20} - \beta^{j,p1})/12$ ， $j = 2, 3, 4$  来计算各  $\beta$  的年度升水，其中  $H(j)$  在  $j$  为 2 时取 1，否则为 -1。结果如表 7 所示。

可以看到，在不同的阶段升水有不同的符号，*Panel B* 对应的股市上升期，两种情况下的共同因子均为正；在 *Panel C* 对应的股市下跌期，两种情况下的共同因子均为负；在综合了二者之后的总样本期间，即 *Panel A*，未对规模进行控制时，第二个子样本期间的影响较为明显，但在控制了规模之后，第一个子样本期间的影响较为明显。

从各  $\beta$  所对应共同因子的经济显著性来看， $\beta_4$  比另外两个具有更高数量级的绝对值，因此也有着更多的经济意义。这说明了资产流动性与市场收益之间的协方差效应在经济意义上要比另外几个  $\beta$  显著。此外，虽然有可能受到模型错误设定或者多重共线性的影响，但对 Model 3, 6 和 7 的估计也得到了与表 7 相似的结果，有兴趣的读者可以结合表 3, 5 和 6 的数据自行加以验证。

表 7 各  $\beta$  所对应升水的经济显著性分析

本表的数据来自于表 5 和表 6，并以对  $\kappa$  进行标定的 LCAPM 模型中的 Model 1 的结果为准。其中不同  $\beta$  对应的升水计算公式为： $H(j)\lambda(\beta^{j,p20} - \beta^{j,p1})/12$ ， $j = 2, 3, 4$ 。  $H(j)$  在  $j$  为 2 时取 1，否则为 -1。 *Panel A-C* 分别对应了表 5 和表 6 中的不同样本期间。结果对应单位为年。考虑到篇幅及稳健性，未报告 Model 3, 6 和 7 的结果。

Panel A: 01/1996-12/2004			Panel B: 01/1996-12/1999			Panel C: 01/2000-12/2004		
$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$

未控制规模	-0.05%	-0.04%	-1.16%	0.05%	0.04%	1.27%	-0.12%	-0.09%	-2.69%
控制规模	0.03%	0.02%	0.60%	0.09%	0.07%	2.17%	-0.06%	-0.05%	-1.46%

## 5. 结论

总之，本文基于 LCAPM 对中国股市进行检验，在 LCAPM 模型中，证券的收益依赖于它的期望流动性及其与收益(包括个股与市场收益)之间的协方差，从而将流动性风险以及其可能影响资产价格多种方式纳入一个统一框架。

检验结果发现，我国股市的风险升水在不同的大盘升降区间体现出了不同的特征；无论在总区间还是分时段，LCAPM 都能更好的拟合资产收益；在控制公司规模之后，结论依然稳健。最后的经济显著性分析则说明， $\beta_4$  比另外两个具有更大的绝对值，因此也有着更多的经济意义。这说明流动性在我国股市的资产定价上有重要影响，而且本文的结果对实务操作也有一定的价值。

### 参考文献：

- Acharya and Pedersen, 2005, Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Bekaert, G., Harvey, C.R., Lundblad, C., 2003. Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets. Columbia University.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics* 56, 3-28.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2001. Market liquidity and trading activity. *Journal of Finance* 56, 501-530.
- Cochrane, J.H., 2001. Asset Pricing. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Hasbrouck, J., 2002. Inferring trading costs from daily data: US equities from 1962 to 2001. Unpublished working paper, New York University.
- Holmstrom, B., Tirole, J., 2000. LAPM: a liquidity-based asset pricing model. *Journal of Finance* 56, 1837-1867.
- Jones, C.M., 2001. A century of stock market liquidity and trading costs. Graduate School of Business, Columbia University.
- Kyle, A. S., 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lintner, J., 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Markowitz, H., 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77-91.
- Mossin, J., 1966. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 35, 768-783.
- Newey, W., West, K., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
- Pastor, L., Stambaugh, R.F., 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy* 111, 642-685.
- Samuelson, P.A., 1958. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy* 66, 467-482.

Sharpe, W., 1964. Capital asset prices: a theory of capital market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 425–442.

刘逖, 2002, 如何衡量流动性:理论与文献综述, 《上证联合研究计划课题报告》, 第3期。

苏冬蔚, 2004, 我国股市流动性与执行成本研究, 《经济科学》, 2004年第2期。

苏冬蔚、麦元勋, 2004, 流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究, 《经济研究》, 2004年第2期。

孙培源, 施东晖, 2002, 微观结构、流动性与买卖价差——一个基于上海股市的经验研究, 《世界经济》, 2002年第4期。

汪昌云、汪勇祥、吴卫星, 2004, 流动性:文献综述, 《中国金融学》, 2004年第2卷第3期。

杨朝军、孙培源、施东晖, 2002, 微观结构、市场深度与非对称信息:对上海股市日内流动性模式的一个解释, 《世界经济》, 2002年第11期。

詹场、胡星阳, 2001, 流动性衡量方法之综合评论, 《国家科学委员会研究汇刊:人文及社会科学》, 第11卷第3期。(台湾)

## Asset Pricing with Liquidity Risk:

### Evidence from Chinese Stock Market

**Abstract:** The Liquidity-adjusted CAPM (LCAPM) is first advocated by Acharya and Pedersen (2005, *Journal of Financial Economics*). LCAPM provides a unified framework for understanding the various channels through which liquidity risk may affect asset prices. This paper use the data of Chinese stock market to test LCAPM, in which a security's required return depends on its expected liquidity as well as on the covariances of its own return and liquidity with the market return and liquidity. The results show that the liquidity risk has different characteristic under different market state. The LCAPM can fit the real data better than the CAPM in spite of the time period. After the size of firm is controlled, the results keep robust. There is important effect of liquidity on the asset pricing in Chinese stock market.

**Keywords:** Liquidity Risk, Liquidity-adjusted CAPM, Transaction Costs