

我国股票市场的流动性风险溢价研究

黄 峰¹, 邹小芃²

(1. 上海交通大学 金融系, 上海 200030; 2. 浙江大学 金融学系, 浙江 杭州 310027)

[摘 要] 我国股票预期回报率中包含显著的非流动性补偿和流动性风险溢价,而且非流动性补偿和流动性风险溢价更为显著地出现在流动性较差或者说价格冲击弹性较高的股票上。由于流动性水平和流动性风险在股票横截面上存在强相关性,使得代理流动性水平的非流动性指标能够抓住流动性风险的溢价效应。经典资本资产定价模型的价格风险敏感度对股票回报率缺乏解释力,意味着股票的流动性溢价更多地来自对流动性风险的补偿,而非来自对单纯的价格风险的补偿。

[关键词] 流动性风险; 股票定价; 非流动性指标

[中图分类号] F830.9

[文献标志码] A

[文章编号] 1008 - 942X(2007)04 - 0191 - 10

A Study of Liquidity Risk Premium in Chinese Stock Markets

HUANG Feng¹, ZOU Xiao-peng²

(1. Department of Finance, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200030, China;

2. Department of Finance, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Based on a simple liquidity risk-adjusted asset pricing model, this paper empirically studies the liquidity risk premium and illiquidity compensation in Chinese stock markets. The evidence shows that there are significant illiquidity compensation and liquidity risk premium in stock expected returns. In addition, the lower liquidity or the higher price impact elasticity the stock may be, the more significant the tests on its illiquidity compensation and liquidity risk premium will be. Our new illiquidity proxy variable can grasp liquidity risk premium in stock returns because of high cross-sectional correlations between the level of liquidity and liquidity risk. Besides, the market of classical CAPM shows less power in interpreting stock returns data. So the required risk premium in Chinese stock returns mainly compensate for systematical liquidity risks, not for pure price risk.

This paper offers two contributions. First, a new illiquidity proxy measuring the level of illiquidity is established. The illiquidity proxy is a much more accurate measure than that of Amihud (2002). For, in order to denote the price impact by trading orders we use intra-daily price range instead of Amihud's use of the daily rate of return. This treatment could eliminate

[收稿日期] 2006 - 11 - 27

[本刊网址 · 在线杂志] <http://www.journals.zju.edu.cn/soc>

[基金项目] 国家自然科学基金资助项目(70373053)

[作者简介] 1. 黄峰(1972 -), 男, 山东济阳人, 上海交通大学安泰经济与管理学院金融系博士研究生, 主要从事证券金融研究; 2. 邹小芃(1957 -), 本文通讯作者, 男, 浙江杭州人, 浙江大学经济学院金融学系副教授, 主要从事金融工程研究。

the case of the change of price not initiated by trading. Using this new proxy we show a significant illiquidity premium in our domestic stock markets consistent with other scholars' research.

Second, in our asset pricing model we decompose market liquidity risk into the exogenous and endogenous liquidity risk in the investors' perspective. Besides showing the known exogenous risk premium, we find that the endogenous risk makes a significant impact on the cross-sectional stock price variation which has not been explored by other studies.

Important implications of finding significant liquidity risk premium mean that Chinese stock markets are not as what some studies (for example Wu Wenfeng et al, 2003) have argued that there is no risk premium. Actually, there exists significant premium not compensating for pure price risk but for liquidity risk which is ignored by former studies. Our domestic investors mind liquidity risk much more than pure price risk. Besides, like foreign stock markets such as NYSE, in statistic data there also exist flight to liquidity and other liquidity phenomena: the positive common factor in the stock's illiquidity; the negative covariance between the stock's return and the aggregate illiquidity, i. e. in times of whole market illiquidity the stock's price always been turndown; the negative covariance between the stock's illiquidity and market return, i. e. in a down market the stock's liquidity always become worse; the more illiquidity in level the stock is, the more sensitive its liquidity is to aggregate liquidity, and the more sensitive its return is to aggregate liquidity and the more sensitive its liquidity is to market portfolio return than other stocks.

Key words: liquidity risk; stock pricing; illiquidity proxy

一、引 言

流动性是资产在短期内以合理价格完成市场交易的能力。资产的流动性好,则买卖容易,价格稳定,投资者的交易成本低。因此,流动性会影响投资者对资产的定价。围绕流动性与资产定价之间的关系,现有文献主要从两方面展开:一是流动性水平与资产定价的关系^[1-6];二是流动性风险与资产定价的关系^[7-10]。流动性风险是指流动性随时间会发生不可预测的变化,从而使流动性成为资产投资的风险来源之一。作为一个研究热点,近几年,国外学者已相继发现股票回报率中存在显著的流动性风险溢价,它是否在我国股市同样存在是本文的研究目标。本文依据所构建的一个简单的流动性风险调整的资产定价模型,实证检验流动性风险对我国股市横截面上的个股定价差异是否具有解释力。检验发现,在不加入流动性水平因素(为了减少共线性问题)的回归中,经典资本资产定价模型(CAPM)的价格风险敏感度(即市场)的溢价估计不显著,而流动性风险则有显著的溢价估计,这说明流动性是股票收益的系统风险来源之一。

对流动性风险与资产定价之间的关系,学者们最早产生浓厚兴趣的是一些极端的流动性事件对资产价格的影响。例如,Amihud等发现,1987年10月股灾中存在“飞向流动性”(flight to liquidity)现象:市场总体流动性变差的时候,投资者会把投资从流动性差的股票替换到流动性好的股票中去,从而缓解股灾对高流动性股票价格的冲击,并加重对低流动性股票价格的打压,这说明低流动性股票的收益率和总体流动性之间的共变性比高流动性股票更大^[11]。

随着学者们近期实证研究发现股票流动性中存在着市场共性(即系统性)^[12],学术界开始意识到,即使不发生极端的流动性事件,在经济常态条件下流动性也是时变的,且一直存在着不能分散的系统风险,而理性投资者会要求相应的风险补偿。这为流动性风险与资产定价研究提供了一个新思路,即把流动性直接作为风险因子而不仅仅是资产特征,检验它是否对资产价格有显著性影响。学者们沿着这一思路对美国证券市场进行股票横截面实证研究,都发现了显著的流动性风险溢价^[7-10]。本文的研究也正是对这一思路的追随。

本文的创新之处在于:站在投资交易者角度,在市场流动性风险的建模中包含与交易头寸大小相关的内生流动性风险,并实证分析对应的显著的溢价效应。而且,为比较准确地代理流动性交易成本,我们构建了新的非流动性指标,它和 Amihud 的非流动性指标很相似,只是将分子“日收益率”替换成了价格振幅“(当日最高价 - 当日最低价) / 当日开盘价”。

目前较完整解释流动性风险溢价的理论模型是 Acharya 和 Pedersen 的流动性调整的 CAPM^{[10]378-385},但他们没有考虑内生流动性风险。他们假设股票的单位交易成本与交易头寸大小无关,这与实际不符。交易者要卖出的头寸越大,就越不容易出手,平均到每单位股票的交易成本也越高。理性投资者在决定购买股票之前,必然要把购买数量对将来变现的影响事先考虑进投资决策和对股票的定价中。因此,有必要引入内生流动性风险,即单位交易成本不单是时变的,而且与交易量正相关。我们将在实证中看到,由于存在内生流动性风险,使得流动性及其风险补偿更显著地表现在流动性较差的股票上。

本文构建的非流动性指标比 Amihud 的非流动性指标更能表征指令流对价格的冲击,反映流动性水平。Amihud 试图用日收益率表示交易引起的价格变化^{[13]34-37},但是,日收益率所计算的价格变化中还包含与交易因素无关的、由收盘之后和开盘之前非交易时间内公布的新信息直接揭示出的公司基本价值变化,这反映在开盘价的跳空高开或低开里面,构成了开盘价跳空缺口的一部分。因此,日收益率不能准确反映交易引起的价格变化。而日内价格振幅则不同,它完全是开盘后的指令流所推动的交易结果,排除了非交易因素引起价格变化的情况。所以为尽量减少度量误差,我们用日内价格振幅构造非流动性指标。在实证中,我们的指标得到显著为正的流动性补偿,这和其他许多国内学者(如吴文锋等^[5])的结果相一致,在一定程度上验证了我们的指标选择合理。

二、模型

假设离散时间 $t = \dots - 1, 0, 1 \dots$ 每期只有一种消费品;作为价格体系的衡量基准单位,消费品价格标准化为 1;市场里共有 J 种证券,包括一种无风险证券。其中,证券 j 的供给量是 S^j ,每一时期的单位证券红利 D^j 服从马尔可夫过程,市场价格表示为 P^j ;市场交易为指令驱动交易机制。在简单的两期迭代经济模型中,代表性投资者第 t 期有一个初始禀赋,为实现两期的期望效用最大化,他们进入证券市场购买投资组合,然后在第 t 期变现离场,证券卖给新出生的投资者。

证券的流动性水平反映在交易成本上,证券流动性好(差)则交易成本小(大),所以我们称之为

这个概念源于 Bangia, 所谓内生流动性风险是指投资者未来交易时的成本和交易头寸的大小相关,因为交易头寸越大往往可能越难交易,参见 Bangia, D., Diebold, F. X., Schuermann, T., et al. *Modeling Liquidity Risk, with Implication for Traditional Market Risk Measurement and Management*, 详见 <http://fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/99/9906.pdf>, 2005 - 10 - 20。

Amihud 的非流动性指标是: $ILLIQ_{i,y,d} = |R_{i,y,d}| / VOL_{i,y,d}$, 其中 $R_{i,y,d}$ 和 $VOL_{i,y,d}$ 分别是股票 i 在第 y 年的第 d 日的收益率和交易金额,年和月的非流动性指标是期间的平均值,参见 Amihud, Y. *Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects*, *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 34 - 37。

流动性交易成本。准确讲,实际生活中的证券交易成本应包括固定费用、价格冲击成本、所耗费的时间成本等,而在此我们用成交价上的冲击成本损失 q_t^j 作为一个总代理,即用服从马尔可夫过程的价格冲击 q_t^j 表示每单位证券交易成本。买卖交易对市场成交价的冲击会随着委托量的增加而增加,因此,假设 q_t^j 是交易量的二次可偏导递增函数。这样,每一交易量下的单位交易成本都是随机变量,表达了我们的外生流动性风险概念;时变的单位交易成本又是交易量的增函数,则导致投资者面对着内生流动性风险。

交易量对交易成本的影响可用价格冲击弹性来表达:令 $\eta^j = (\partial q_{t+1}^j / \partial x_t^j) / (\partial x_t^j / x_t^j)$, 其中, x_t^j 代表交易量大小,显然弹性 $\eta^j > 0$ 。为显性化价格冲击弹性和内生流动性风险对资产定价的影响,我们假设价格冲击弹性 η^j 是不随时间变化而只与交易头寸有关的变量,这也是为了方便数学处理。这样,因为交易量会对价格产生价格冲击弹性,所以将 Acharya 和 Pedersen 的流动性风险调整的定价模型^{[10]385} 变为:

$$E_t(r_{t+1}^j) = r^f + (1 + \eta^j) E_t c_{t+1}^j + \lambda^j + \lambda^j (1 + \eta^j) \beta_t^j - \lambda^j \beta_t^j - \lambda^j (1 + \eta^j) \beta_t^j \quad (1)$$

其中: r^f 为无风险证券的回报率; r_{t+1}^j 表示证券 j 交易前的(毛)回报率; $c_{t+1}^j = q_{t+1}^j / P_t^j$ 是证券 j 的相对流动性交易成本,代表它的流动性水平; λ^j 就是经典资本资产定价模型中的价格风险敏感度, $\beta_t^j = \text{cov}_t(c_{t+1}^j, c_{t+1}^M) / \text{var}_t(r_{t+1}^M)$, $\beta_t^j = \text{cov}_t(r_{t+1}^j, c_{t+1}^M) / \text{var}_t(r_{t+1}^M)$, $\beta_t^j = \text{cov}_t(c_{t+1}^j, r_{t+1}^M) / \text{var}_t(r_{t+1}^M)$; 而 r_{t+1}^M 为市场组合的(毛)回报率; c_{t+1}^M 是市场组合中个股加权平均的相对流动性交易成本; λ^j 是风险的溢价系数。 β_t^j 、 β_t^j 和 β_t^j 被称为三个流动性,它们表示证券流动性风险的大小,反映投资收益中对流动性风险的补偿。值得注意的是,多出的系数 $(1 + \eta^j)$ 是由假设交易成本和交易头寸大小相关从而存在内生流动性风险所引致的。证券的价格冲击弹性不同,预期回报率就会不同。

三、实证分析

我们将实证分析我国股市的两个待检验的命题:(1)股票的流动性水平越低,则预期回报率越高,即显著的非流动性补偿;股票三个流动性里 β_t^j 越大、 β_t^j 和 β_t^j 越小,则预期回报率越高,即显著的流动性风险溢价;(2)股票的价格冲击弹性越高,则预期回报率中对流动性水平的补偿以及对 β_t^j 和 $(-\beta_t^j)$ 的风险补偿越高。在实际估计中,四个 $(\beta_t^j, \beta_t^j, \beta_t^j$ 和 $\beta_t^j)$ 之间以及和流动性水平(用非流动性指标代理)之间的共线性问题影响了系数的估计结果和对命题(1)的验证。因此,我们借鉴 Acharya 和 Pedersen 的做法^{[10]392},把三个流动性风险特性进行合并: $\beta_t^{34,j} = \beta_t^j - \beta_t^j - \beta_t^j$, 观察该合并项的风险溢价效应。如果检验发现该合并项越高,股票的预期回报率就越高,则同样是对命题(1)的一个验证。

(一) 样本选择

本文选取 1995 年 1 月 3 日到 2005 年 12 月 30 日我国沪深股市的日交易数据和财务数据进行实证分析,数据来自“Wind 资讯”。考虑到我国股市曾长期存在操纵、关联交易和庄家对敲等违规交易行为,使得被操纵或坐庄的股票交易数据反映不出真实的流动性水平。所以,本文对研究期间的股票剔除了 ST 股、PT 股和长期停牌股票,并且把被媒体曝光以及曾发生连续三个以上跌停板,但当时公司经营情况没有明显变化,而且与整个大势走势不相符的股票以庄股对待而剔除。研究期间内共有 136—912 支股票达到以上条件。这些样本股票代表了研究期间内各时期的

详见 <http://www.wind.cn>, 2006-05-06。

例如湘火炬、大连国际、哈药集团等股票。

整个市场组合。为使检验结果有更好的可靠性, 需要保证用于横截面分析的股票有较长的上市时间, 因此, 笔者在市场组合中选取 1996 年以前上市的 136 支股票, 用这些股票的月收益率对月流动性水平及其风险等变量指标进行计量分析, 验证本文的命题。

(二) 非流动性指标和其他变量的算法

个股非流动性的月度指标由价格振幅和交易金额的比率构造: $illi q_t^j = 1 / D_t^j \sum_{d=1}^{D_t^j} (S W_{id}^j / V_{id}^j)$ 。

其中, $S W_{id}^j / V_{id}^j = illi q_{id}^j$ 是股票第 t 月的第 d 日的日非流动性指标, V_{id}^j 和 $S W_{id}^j$ 分别是股票 j 在第 t 月的第 d 交易日的日成交金额 (以百万元计) 和价格振幅, D_t^j 是股票 j 在第 t 月的有效交易天数。计算中, 从开盘到收盘一直封在涨跌停板的交易日不算在有效交易天数内。市场组合的日非流动性指标是样本股指标的等权重平均 (这些样本股是符合上文样本选择条件的股票, 从 136 到 912 支大小不等)。 $illi q_t^j$ 反映了指令流对价格的冲击程度, 本文用 $illi q_t^j$ 作为流动性水平的代理指标。本文没有效仿 Acharya 和 Pedersen^[10] 用 Amihud 指标的做法, 正如本文引言所讲, 是为了得到纯粹由指令流推动的价格冲击和准确反映流动性水平。

股票的月 (日) 收益率则通过复权后收盘价的前后变化除以前一月 (日) 的收盘价得到。市场组合的月 (日) 收益率用符合样本选择条件的股票以流通市值加权法对个股收益率进行平均后获得。无风险利率采用我国商业银行历年活期存款利率。对股票的四个 β 的估计方法是, 先根据前 12 个月的日数据, 算出 136 支样本股收益率和非流动性与市场组合收益率和非流动性之间的协方差, 以及市场组合收益率的方差, 然后按照定义算得这 136 支股票的四个 β 值。我们要求前 12 个月内的有效交易天数至少 150 天, 否则放弃此时段的该股票。

为保证检验实证结果的稳健性, 我们选择常用的两个控制变量: 规模 (SIZE) 和市值/ 账面比 (M/B), 它们能够抓住股市的规模效应和价值效应。第 t 月的规模和市值/ 账面比分别用股票当月最后收盘时的流通市值和市价对账面价值的比率表示。

(三) 检验方法

为检验第一个命题, 根据 (1) 式建立以下计量模型进行回归分析:

$$r_{t+1}^j - r^f = a_{t+1} + b_0 illi q_t^j + b_1 r_t^j + b_2 r_t^{2j} + b_3 r_t^{3j} + b_4 r_t^{4j} + b_5 r_t^{13,j} + b_6 r_t^{24,j} + b_7 r_t^{234,j} + b_8 r_t^{net,j} + b_9 SIZE_t^j + b_{10} M/B_t^j + \epsilon_{t+1}^j \tag{2}$$

其中, a_{t+1} 是常数项, $t=0, 1 \dots 107$, $r_t^{13,j} = r_t^j - r_t^{3j}$, $r_t^{24,j} = r_t^j - r_t^{4j}$, $r_t^{net,j} = r_t^{13,j} + r_t^{24,j}$ 。

检验原理是两阶段横截面回归方法, 首先在每期对 136 支股票进行最小二乘法回归, 得到系数估计值 b_k ($k=0, 1 \dots 10$) 的时间序列, 然后计算 b_k 的平均值 \bar{b}_k 和 t 统计量。如果估计值 \bar{b}_0 和 \bar{b}_2 都显著为正, \bar{b}_3 和 \bar{b}_4 显著为负, 或 \bar{b}_0 和 \bar{b}_7 显著为正, 则证明命题 (1) 成立, 即我国股市存在流动性水平的溢价和流动性风险的溢价。在具体估计变量系数 b_k 时, 我们采用似乎不相关回归法 (时期 SUR 估计法)。运用似乎不相关方法时矫正了扰动项的时期异方差和自相关性, 这种处理的回归拟合度要优于仅考虑个股异方差性的结果 (SUR 估计法的拟合度都在 0.72 以上, 而只矫正异方差的回归拟合度在 0.5 左右)。我们未运用矫正扰动项同期相关的横截面 SUR 估计法, 是因为这种方法在估计扰动项协方差矩阵时需要横截面观测点明显少于时期长度才行, 而若构造投资组合以达到要求, 势必造成估计时变系数的横截面观测点太少, 估计值不可靠, 毕竟, 横截面上的证据是检验定价模型的关键。

为检验第二个命题, 需要对 136 支股票按照它们的价格冲击弹性大小的顺序从小到大分成 L

组,第 1 组的弹性最小,第 L 组的弹性最大。同时建立 L 个虚拟变量 $D_{l,t}$ ($l=1..L$), 虚拟变量 $D_{l,t}$ 对第 l 组里的所有股票取值为 1, 对其他组的股票取值都为零。根据(1)式可知, 价格冲击弹性是预期非流动性水平、 β^j 和 α^j 的系数, 所以, 分别构造非流动性水平和 $\beta^j - \alpha^j$ 的关联变量: $D_{l,t} \times illiq_t^j$ 和 $D_{l,t} \times (\beta^j - \alpha^j)$, 用它们替换回归方程(2)里对应的变量, 进行分段线性回归估计, 而对应的系数估计值分别为 $b_{0,1,t}$ 和 $b_{24,1,t}$ 。运用 SUR 估计法得到系数估计值 $b_{0,1,t}$ 和 $b_{24,1,t}$, 如果其平均值 $\bar{b}_{0,1}$ 和 $\bar{b}_{24,1}$ 随 l 值越来越显著, 而且 $\bar{b}_{0,1} < \bar{b}_{0,2} < \dots < \bar{b}_{0,L}$ 以及 $\bar{b}_{24,1} < \bar{b}_{24,2} < \dots < \bar{b}_{24,L}$, 则说明价格冲击弹性越大的股票对非流动性水平及其风险的单位溢价补偿越高, 从而验证了第二个命题。

股票的价格冲击弹性不容易计算, 因为很难获取 11 年的日内高频交易数据, 而用日交易数据只会得到一个比较粗糙的代理指标, 也不合适。幸好, 价格冲击弹性大则说明该股票的流动性差, 而流动性差则价格冲击弹性就会大。因此, 本文直接用非流动性指标代理价格冲击弹性, 进行对 136 支股票的排序分组工作。

(四) 实证结果

1. 描述性统计结果。对样本股每个回归变量观测值的时间序列月数据(1997 年 1 月至 2005 年 12 月)求平均值, 然后按非流动性平均值的大小对 136 支股票排序, 从中可获得一些启发。由于篇幅所限, 这里仅把 136 支股票排序后序号为 7 的倍数的共 19 支股票的特征数据列为表 1:

表 1 19 支样本股的回归变量观测值的时间序列月数据(1997 年 1 月至 2005 年 12 月)的平均值

代码	非流动性	1	2	3	4	13	24	234	net	规模(10^9)
000001	0.049	0.964	0.006	-0.049	-0.002	1.013	0.007	0.056	1.020	17.242
600688	0.214	0.989	0.022	-0.048	-0.013	1.037	0.035	0.083	1.072	3.152
000016	0.399	1.104	0.066	-0.052	-0.023	1.156	0.089	0.141	1.245	2.009
000563	0.488	1.161	0.074	-0.056	-0.037	1.217	0.111	0.167	1.328	0.979
000559	0.541	0.965	0.112	-0.056	-0.041	1.021	0.153	0.209	1.174	1.118
000513	0.585	1.153	0.099	-0.080	-0.024	1.233	0.123	0.204	1.356	0.980
600628	0.632	1.027	0.085	-0.050	-0.034	1.077	0.119	0.169	1.196	0.916
600838	0.675	1.047	0.097	-0.057	-0.048	1.104	0.145	0.202	1.249	0.891
600815	0.735	0.962	0.077	-0.046	-0.055	1.008	0.133	0.179	1.141	0.677
600630	0.824	1.140	0.097	-0.066	-0.060	1.206	0.157	0.224	1.363	1.173
600627	0.886	1.133	0.121	-0.067	-0.045	1.200	0.166	0.233	1.366	0.495
000553	0.962	1.108	0.123	-0.068	-0.058	1.176	0.181	0.249	1.357	0.808
000551	1.041	1.162	0.161	-0.074	-0.071	1.236	0.232	0.306	1.468	0.976
600604	1.082	1.182	0.139	-0.070	-0.074	1.253	0.213	0.283	1.466	0.511
600684	1.160	1.029	0.154	-0.044	-0.064	1.073	0.218	0.262	1.291	0.652
000023	1.253	1.248	0.235	-0.086	-0.062	1.334	0.296	0.382	1.630	0.510
000019	1.402	1.172	0.233	-0.063	-0.074	1.235	0.307	0.370	1.541	0.364
000519	1.543	0.904	0.222	-0.053	-0.104	0.956	0.327	0.379	1.283	0.542
600822	3.334	1.057	0.522	-0.073	-0.223	1.130	0.745	0.818	1.875	0.146

表 1 显示,所有样本股的 β^2 都为正,说明我国股票的流动性和国外股市一样,都存在系统共性^[12];所有的 β^3 都为负,说明个股的回报率与市场组合的非流动性都是负相关,即总体流动性越差的时候,个股的回报率也越差,与 Amihud 对美国 NYSE 的实证结果是一样的^[13];所有的 β^4 都为负,说明个股的非流动性和市场组合的回报率都为负相关,即整个市场价格下跌的时候,个股的流动性也越差^[10/390-392]。

表 2 列出了回归变量观测值的平均值在股票横截面上的 Pearson 相关系数。非流动性指标与经典 CAPM 的风险敏感度 β^1 之间相关性不显著,但与其他 β 值以及股票规模都是显著地线性相关,有的甚至超过 0.90。因此,流动性越差的股票,它的价格风险敏感度 $[\text{cov}(r^j, r^M)]$ 不一定高,但它的流动性与市场组合的流动性之间的共性 $[\text{cov}(c^j, c^M)]$ 会越高,它的流动性和市场组合的回报率之间的共变性 $[\text{cov}(r^j, r^M)]$ 也越高。而且,流动性越差的股票,它的回报率与市场组合的流动性之间的共变性也会越高 $[\text{cov}(r^j, c^M)]$,可见我国股市同样存在国外股市的“飞向流动性”现象^[11]。不过,这些变量间的共线性对我们正确估计系数值却起着妨碍作用。

表 2 回归变量之间的 Pearson 相关系数

	非流动性	1	2	3	4	13	24	234	net	规模
非流动性	1									
1	0.16	1								
2	0.95**	0.18*	1							
3	-0.35**	-0.68**	-0.39**	1						
4	-0.94**	-0.10	-0.92**	0.33**	1					
13	0.18*	0.99**	0.21*	-0.73**	-0.12	1				
24	0.96**	0.16	0.99**	-0.38**	-0.96**	0.18*	1			
234	0.95**	0.23**	0.99**	-0.46**	-0.95**	0.25**	0.99**	1		
net	0.68**	0.81**	0.72**	-0.74**	-0.64**	0.82**	0.71**	0.76**	1	
规模	-0.49**	-0.14	-0.46**	0.26**	0.47**	-0.16	-0.47**	-0.48**	-0.38**	1

注: **表示相关系数在 5%水平上显著(双边), *表示相关系数在 10%水平上显著(双边)。

2. 命题(1)的检验结果。表 3 给出了采用 SUR 估计方法对命题(1)进行检验的估计结果。表 3 的第 1 行即模型 1 是基本模型的估计结果,股票回报率的非流动性补偿显著为正,但由于非流动性变量和 3 个流动性 β 之间存在变量共线性问题,3 个流动性 β 的系数估计平均值都不显著,系数估计的符号亦有问题。模型 6 至 14 是不考虑非流动性变量的多种估计结果:模型 6 是经典 CAPM 的估计结果,经典的市场 β^1 (即 β^1) 并不显著,这和现有文献实证结果是一致的^[5];模型 11 和 12 显示,不管有无规模和市值/账面比控制变量, $\beta^{234,j}$ 系数估计平均值都显著为正,说明流动性存在显著的风险溢价;模型 7 和 8 显示,尽管有变量共线性问题, β^{2j} 和 β^{4j} 的系数估计平均值都显著为正,说明投资者对股票流动性的共性非常重视;模型 9 和 10 中的 $\beta^{24,j}$ 通过了 SUR 方法的显著性检验,而 $\beta^{13,j}$ 则未通过,其中的一个原因可能是如理论模型(1)式所暗含的 $\beta^{24,j}$ 的单位溢价更高,所以更容易估计;对比模型 6 的经典 CAPM 的 β^1 系数的符号估计,模型 13 中 $\beta^{net,j}$ 的系数估计在 SUR 方法下显著为正,符合风险补偿为正的理论要求,这是把流动性风险补偿考虑进去的改进效果。

表 3 检验命题(1)的变量线性回归系数估计值的平均值

模型	常数项	非流动性	1_j	2_j	3_j	4_j	$1^{3,j}$	$2^{4,j}$	$3^{34,j}$	per,j	规模	市值/账面比
1	0.885 (1.246)	0.396 ** (11.761)	-0.262 (-0.425)	-0.022 (-0.161)	-1.761 (-0.285)	-0.085 (-0.371)						
2	0.889 (1.189)	0.394 ** (4.431)					-0.984 (-1.317)	0.031 (0.110)			-0.076 (-1.938)	-0.065 ** (-2.224)
3	0.992 (1.346)	0.406 ** (12.552)	-0.219 (-0.368)						0.032 (0.259)		-0.081 ** (-7.065)	-0.076 ** (-22.221)
4	0.999 (1.334)	0.428 ** (14.832)								-0.312 (-1.559)	-0.083 ** (-7.421)	-0.087 ** (-23.723)
5	0.995 (1.347)	0.409 ** (14.396)	-0.217 (-0.365)								-0.082 ** (-7.125)	-0.076 ** (-22.202)
6	0.934 (1.280)		-0.389 (-1.281)									
7	0.438 (0.607)		-0.065 (-0.105)	0.455 ** (4.548)	-1.439 (-0.238)	-1.515 ** (-13.419)						
8	1.203 * (1.689)		-0.333 (-0.537)	0.393 ** (3.181)	-1.977 (-0.328)	-1.222 ** (-5.474)					-0.106 ** (-8.690)	-0.089 ** (-21.377)
9	0.838 (1.148)						-0.413 (-1.447)	0.756 ** (2.895)				
10	1.139 (1.526)						-0.965 (-1.289)	0.602 ** (2.340)			-0.111 (-0.064)	-2.900 ** (-2.163)
11	0.688 (0.917)		-0.042 (-0.067)						0.712 ** (6.869)			
12	1.335 * (1.807)		-0.303 (-0.507)						0.590 ** (5.561)		-0.114 ** (-9.791)	-0.075 ** (-21.097)
13	0.191 (0.254)									0.325 ** (5.411)		
14	0.115 (0.147)									0.165 ** (2.516)	-0.121 ** (-10.872)	-0.081 ** (-22.473)

注:括号内为 t 统计量值, ** 和 * 分别表示 t 统计量在 5% 和 10% 水平上显著(双边)。

将模型 1 至 4 和模型 7 至 14 相比较,可以发现回归中加不加入非流动性变量对流动性风险溢价的系数估计影响很大。回归中未加入非流动性变量时, $2^{34,j}$ 和 2_j 通过了两个估计方法下的显著性检验, 4_j 、 $2^{4,j}$ 和 per,j 通过了 SUR 方法下的显著性检验;但加上非流动性变量后,这些变量的系数估计平均值都不显著了,而只有非流动性变量的系数估计平均值显著为正。这是由非流动性变量和这些变量之间的共线性问题所导致的。这同时也说明,在我国股市中,衡量流动性水平的非流动性变量表现出更强的补偿要求,而且抓住了流动性风险的溢价效应。

表 3 还显示,规模和市值/账面比控制变量并不影响非流动性补偿和流动性风险溢价的显著性检验。概括以上结果,命题(1)成立,即股票预期回报率包含非流动性补偿和流动性风险溢价。

3. 命题(2)的检验结果。命题(2)的检验结果(见表 4)是把 136 支股票按照它们的非流动性大小的顺序,从小到大分成 6 组的分段线性回归检验结果。表 4 的模型 1 和模型 2 显示,非流动性关联变量 1 至 5 的系数估计平均值满足 $b_{0,1} < b_{0,2} < b_{0,3} < b_{0,4} < b_{0,5}$,只是到 $b_{0,6}$ 时数值变小了,不过从 $b_{0,1}$ 到 $b_{0,6}$ 的 t 统计量值依次越来越大,显著性也是越来越强。所以,检验结果基本支持命题(2)的观点:股票的流动性越差或者说价格冲击弹性系数越高,对流动性水平的补偿越高。

笔者还将 136 支股票以相同方法分成 2 组进行了分段线性回归,得到的结论是一样的。

表 4 检验命题(2)的关联变量分段线性回归系数估计值的平均值

	模型 1		模型 2		模型 3	
常数项	1.034	(1.252)	1.231	(1.639)	1.851 **	(2.463)
非流动性关联变量 1	-0.242	(-0.535)	-0.258	(-0.551)		
非流动性关联变量 2	0.343	(1.424)	0.204	(0.819)		
非流动性关联变量 3	0.466 **	(2.907)	0.473 **	(2.839)		
非流动性关联变量 4	0.542 **	(4.875)	0.517 **	(4.453)		
非流动性关联变量 5	0.578 **	(7.162)	0.558 **	(6.697)		
非流动性关联变量 6	0.329 **	(7.561)	0.315 **	(7.088)		
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 1	-0.396	(-0.671)	-1.458 **	(-2.510)	-2.391 **	(-4.345)
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 2	0.435	(0.858)	-0.013	(-0.025)	-0.914 **	(-2.048)
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 3	0.090	(0.227)	-0.171	(-0.424)	-0.404	(-1.169)
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 4	1.017 **	(3.817)	0.930 **	(3.464)	1.134 **	(4.729)
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 5	-0.561 **	(-2.658)	-0.711 **	(-3.374)	-0.166	(-0.904)
${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 6	0.230	(1.441)	0.182	(1.156)	0.674 **	(5.259)
${}_{t}^{13,j}$	-0.435 **	(-4.419)	-0.476 **	(-4.613)	-0.421 **	(-4.141)
规模			-0.068 **	(-5.694)	-0.108 **	(-9.062)
市值/账面比			-0.083 **	(-21.657)	-0.083 **	(-20.831)

注:括号内为 t 统计量值, ** 表示 t 统计量在 5% 水平上显著(双边)。

表 4 的模型 1 至 3 为命题(2)提供了关于流动性风险溢价在不同股票之间存在差距的证据: ${}_{t}^{24,j}$ 关联变量 1 至 6 的系数估计平均值尽管没有预期的那样顺次变大,不过,在没有非流动性关联变量的模型 3 回归中,流动性最好的第 1 组股票的 $\bar{b}_{24,1}$ 是负数,而流动性最差的第 6 组股票的 $\bar{b}_{24,6}$ 则是显著为正,流动性风险补偿仍是显著地出现在流动性最差的股票上。如果不计 $\bar{b}_{24,1}$ 的值而只按 $\bar{b}_{24,6}$ 计算风险溢价的话,流动性风险补偿使得流动性最差的股票预期回报率比流动性最好的股票预期回报率大约高 5.97% (按年算)。

因此,命题(2)中“股票的价格冲击弹性系数越高,则预期回报率中对流动性水平的补偿越高”的观点基本通过检验,而“股票的价格冲击弹性系数越高,则对 ${}_{t}^{2j}$ 和 $(-{}_{t}^{4j})$ 的风险补偿越高”的观点还没有充分的证据,但可以确定的是,流动性风险补偿更显著地出现在流动性较差的股票或者说价格冲击弹性较高的股票上。

四、结 论

本文依据一个简单的流动性风险调整的资产定价模型,分析了非流动性补偿、流动性风险溢价效应和在我国股市的经验证据。理论上,流动性风险影响预期回报率的三个形式是:个股非流动性的共性越大、个股收益率和市场组合非流动性之间的共变性越小以及个股非流动性和市场组合收益率之间的共变性越小,则股票的预期回报率就越高。并且,由于股票的流动性交易成本和变量量相关,投资者会对流动性差或价格冲击弹性高的股票,要求额外高的流动性风险溢价和非流动性补偿。同时,笔者用价格振幅和交易金额的比率构造了一个新的非流动性指标。日内价格振幅完全

是开盘后交易量所推动的结果,排除了非交易因素引起价格变化的情况,用该指标对我国股市历史数据的检验结果基本支持本文的理论观点。另外,由于流动性水平和流动性风险在股票横截面上存在强相关性,即流动性差的股票流动性风险亦高,导致代理流动性水平的非流动性指标能抓住我国股票的流动性风险溢价效应。

在检验过程中,经典 CAPM 的市场 对股票回报率基本没有解释力。众所周知,我国股市常被冠以“资金市”、“政策市”的称呼,而资金大量不稳定地流进流出和不稳定的政策措施给股市带来的流动性波动非常大,而且股票供求矛盾在我国股市也一直是一个比较突出的问题。因此,我国投资者不得不重视流动性风险。流动性风险相比单纯的价格风险而言,对股票回报率更有解释力是可以理解的。因此,在评估我国股票的风险和风险溢价时,不能仅仅考虑价格风险,有必要把流动性风险考虑进去。

[参 考 文 献]

- [1] Amihud, Y., Mendelson, H. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986, 17(2) :223 - 249.
- [2] Brennan, M. J., Subrahmanyam, A. Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 41(3) :441 - 464.
- [3] Brennan, M. J., Chordia, T., Subrahmanyam, A. Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-section of Expected Returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3) :345 - 373.
- [4] Datar, V. T., Naik, N. Y., Radcliffe, R. Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test [J]. *Journal of Financial Markets*, 1998, 1(2) :203 - 219.
- [5] 吴文锋,芮萌,陈工孟. 中国股票收益的非流动性补偿[J]. *世界经济*, 2003, 26(7) :54 - 60. [Wu Wenfeng, Rui Meng, Chen Gongmeng. The Illiquidity Premium on China's Stock Markets[J]. *World Economy*, 2003, 26(7) : 54 - 60.]
- [6] 苏冬蔚,麦元勋. 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[J]. *经济研究*, 2004, 39(2) :95 - 105. [Su Dongwei, Mai Yuanxun. Liquidity and Asset Pricing: An Empirical Study of Turnover Rate and Expected Returns on Chinese Stock Markets[J]. *Economic Research Journal*, 2004, 39(2) :95 - 105.]
- [7] Pastor, L., Stambaugh, R. F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(3) :642 - 685.
- [8] Wang, A. W. Institutional Equity Flows, Liquidity Risk and Asset Pricing[EB/OL]. <http://web.gsm.uci.edu/~ashwang/papers/Liquidity.pdf>, 2005 - 09 - 20.
- [9] Sadka, R. Liquidity Risk and Asset Pricing[EB/OL]. <http://www.wvz.unibas.ch/cofi/efma/papers/1003.pdf>, 2005 - 09 - 20.
- [10] Acharya, V. V., Pedersen, L. H. Asset Pricing with Liquidity Risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2) :375 - 410.
- [11] Amihud, Y., Mendelson, H., Wood, R. Liquidity and the 1987 Stock Market Crash[J]. *Journal of Portfolio Management*, 1990, 16(3) :65 - 69.
- [12] Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A. Commonality in Liquidity[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 56(1) :3 - 28.
- [13] Amihud, Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1) :31 - 56.