



中国股市的 流动性指标定价研究

梁丽珍¹, 孔东民²

1 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005

2 华中科技大学 经济学院, 武汉 430074

摘要:结合常见的换手率、Amihud测度和 Pastor-Stambaugh测度等流动性指标,从流动性测度和未预期的流动性测度两个方面对中国股市的资产收益与流动性的关系进行检验。结合常数收益、CAEM模型和三因子模型3种收益生成过程均发现一致的结论,中国股市的流动性风险被市场明显地定价,即存在非流动性溢价,未预期的(非)流动性与同期股票收益呈现正(负)向关系。整体而言,换手率和 Pastor-Stambaugh测度在捕捉流动性方面要差于 Amihud测度。因此,建议在研究中国股市流动性问题时更多地采用 Amihud指标,以取得更合适的代理变量。

关键词:流动性风险;换手率;Amihud测度;Pastor-Stambaugh测度

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0334(2008)03-0085-09

Empirical Test on the Pricing of Liquidity Measures in Chinese Stock Market

LIANG Li-zhen¹, KONG Dong-min²

1 School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China

2 School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

Abstract: Combining several liquidity measures: turnover, Amihud and the Pastor-Stambaugh (P-S), we test the relationship between stock returns in Chinese Stock market from two aspects: liquidity and unexpected liquidity. With three return process (constant, CAEM and the Fama-French 3 factors), We find that significant illiquidity premium effect in Chinese Stock market and the unexpected liquidity is positive relative to the stock return. For the three liquidity measures: turnover, Amihud and Pastor-Stambaugh (P-S), we get the robust results. From the comparing, we find that the Amihud measure is better than the other measures. We suggest the researcher should take the Amihud measure proxy the illiquidity or liquidity in the future studies.

Keywords: liquidity risk; turnover; Amihud; Pastor-Stambaugh

1 引言

关于流动性或流动性风险的讨论在学术界已经有较多文献,而且其重要性也早已被学者指出,如

O'Hara认为市场的两个功能(流动性和价格发现)都对资产定价有着重要的意义^[1]。

目前,流动性测度指标比较多,最简单常用的指

收稿日期: 2007-11-20 修返日期: 2008-05-15

基金项目: 华中科技大学人文社科青年重点项目(2007001)

作者简介: 梁丽珍(1971-),女,福建莆田人,厦门大学博士研究生,莆田学院副教授,研究方向:公司理财、行为财务等。

E-mail: LLZ_XM@yahoo.com.cn

标是交易量(或称换手率)。也有较多的学者利用微观的高频数据进行研究,这在学术研究中是可行的,但在现实中因为高频数据的获取和处理较为困难,所以降低了其实用意义。此外,也有一些学者基于日交易数据提出了一些流动性测度指标,这些指标与股票的日换手率等指标的计算类似,因此较容易度量,从而更容易在实际中应用。但是,即便是这类流动性指标,国外不同的学者也提出了不同的计量测度方法。结合3个常用的流动性测度,即换手率、Amihud测度和Pastor-Stambaugh(P-S)测度^[2,3],本研究探讨流动性是否在中国股市被定价、未预期的流动性是否会对定价造成影响以及常用的3个流动性指标哪一个测度更适合在中国股市使用。

2 文献综述

资产流动性的具体定义一直都不是很明显,如Pastor等指出的,流动性是一个宽泛且难以捉摸的概念,它一般指在较低的成本且不对价格造成较大冲击的情况下,很快且进行大量交易的能力^[2]。Amihud等最早研究非流动性与资产收益率的关系,他们发现二者存在正向关系,即市场对资产的非流动性从收益率上有一个补偿,后来的学者将其称之为流动性溢价/升水^[4]。此后,学者们使用大量研究方法对不同的国家不同的流动性测度指标进行考察,都发现了这一现象。Amihud等在他们研究的基础上,进一步在回归中加入了组合风险和资产规模等控制变量^[4]。Brennan等使用Glosten和Hasbrouck等的价差分解技术将价差(作为非流动性的代表)分解为固定成本和可变成本两部分,结果支持了流动性溢价的结论^[5-7]。在这些高频微观数据之外,也有很多学者采用了别的变量来测度资产的流动性,有的使用换手率,如Haugen和Datar等^[8,9];有的使用交易量或交易额,如Brennan和Chordia等^[10,11];还有的则使用资产收益率绝对值与成交额之比,这是Amihud基于Kyle对流动性的概念提出并使用的^[12,13]。Pastor等基于一个新的指标发现收益对流动性的敏感度被市场定价^[2]。Acharya等构建了一个基于流动性的定价模型并进行了实证研究^[14]。这些文献的实证结果大都证实了流动性溢价的存在性。

Chan等以同时发行A/B股和A/H股的中国公司进行研究,结果发现A股相对于B股和H股的溢价水平可以显著地由流动性(成交量)等因素解释,这表明流动性差异是受限股票与非受限股票价格差异的重要原因,两者的价格差异可以部分地由流动性差异来解释^[15]。

中国国内也有一些关于流动性的研究。杨朝军等以2001年2月5日~8月31日为研究期间,从上海证券交易所上市交易的A股股票中随机抽取100只股票作为研究样本,利用每分钟交易数据分析上海股市报价深度的分时特征和决定因素,并发现信息的非对称性是影响报价深度的重要因素^[16]。苏冬蔚等以换手率作为流动性的替代指标,以1999年1

月~2003年7月为研究期间,对中国股市流动性与资产定价的关系进行了实证分析,发现中国股市存在着显著的流动性溢价,且股票流动性与股票收益率的关系符合交易成本假说^[17]。孔东民以Amihud测度作为流动性测度指标,结合一个简化的流动性资产定价模型对中国股市进行研究,检验结果发现,中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,流动性资产定价模型都能更好地拟合资产收益,进一步的稳健性检验依然得到同样结论,这说明流动性在中国股市的资产定价上有重要影响^[18]。基于中国股市的研究文献基本上可以分为两类,一类是基于高频微观数据的研究,另一类是在研究中只选择某一种流动性指标的测度,这与本研究存在较明显的差别。

3 流动性测度与研究设计

3.1 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地对流动性进行代理,较为常用的是基于微观金融数据的买卖差价,詹场和刘逖等提供了更详细的回顾^[19,20]。但Acharya等指出,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地测度少量的股票,但在遇到较多证券时则存在一些问题^[14]。

本研究主要考察3个常见的基于日收益率数据所构建的流动性测度(简称为LQ测度)变量,具体解释如下。

(1) 换手率,即

$$TO_{i,t} = \frac{Volume_{i,t}}{OutShare_{i,t}} \times 100\% \quad (1)$$

其中, $TO_{i,t}$ 为股票*i*在第*t*个月份的换手率, $Volume_{i,t}$ 为股票*i*在第*t*个月份的交易量, $OutShare_{i,t}$ 为股票*i*在第*t*个月份的流通股份。

(2) Amihud测度^[12]。具体而言,在第*t*月,股票*i*的非流动性由该月内的日交易数据计算而得,即

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{Days_{i,t}} \frac{\sum_{d=1}^{Days_{i,t}} |R_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}} \quad (2)$$

其中, $Amihud_{i,t}$ 为Amihud所指出的流动性指标, $R_{i,t,d}$ 为股票*i*在第*t*月的第*d*个交易日的收益率(以10万元人民币为单位), $V_{i,t,d}$ 为股票*i*在第*t*月的第*d*个交易日的交易量(以10万元人民币为单位), $Days_{i,t}$ 为股票*i*在第*t*月的有效交易天数。

Acharya等也采用了同样的测度进行流动性研究;Hasbrouck比较了Kyle的测度与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^[7,12-14]。

(3) Pastor-Stambaugh(P-S)测度^()^[2]。具体而言,在第*t*月,股票*i*的非流动性由该月内的日交易数据计算而得。

首先对股票*i*在第*t*月的交易数据进行回归,即

$$\hat{r}_{i,d+1,t} = \alpha_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \beta_{i,t} \text{sign}(\hat{r}_{i,d,t}) \cdot v_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t} \quad (3)$$

其中, $r_{i,d,t}$ 为股票 i 在第 t 月第 d 日滞后一阶的收益率; \hat{r} 为个股在相应日期的超额收益部分, 即个股收益与相应市场流通市值加权收益的差; $\alpha_{i,t}$ 和 $\phi_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的回归系数; $\beta_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的流动性; $\text{sign}(x)$ 为符号函数, 当 x 为正 (负) 时取值为 1 (-1), 当 x 为 0 时取值为 0; $v_{i,d,t}$ 为股票 i 在第 t 月第 d 日滞后一阶的交易额, 即交易量与价格的乘积; $\epsilon_{i,d+1,t}$ 为回归残差。

在每个月份对股票 i 进行回归 (排除那些观测值小于 10 的月份)。可以看到, 在 P-S 测度背后的直观想法是订单流 (即按同期超额收益符号与交易量乘积的简化表达) 在股票不是完全流动的情况下应该伴随着未来的部分修正, 这种想法最初来自于 Campbell 等在关于收益率、交易量和流动性模型里面所发现的关系^[21]。

3.2 未预期流动性测度

在流动性测度确定以后, 本研究还进一步计算了未预期的流动性测度 (简称为 ULQ), 计算参照如下思路。首先对 LQ 的滞后自相关系数进行估计, 发现这几个流动性测度都有很高的 $AR(1)$ 系数, 基本上都维持在 0.7 ~ 0.8 的水平, 这说明 LQ 是比较稳定的。为预测市场非流动性, 运行下面的 $AR(2)$ 回归, 即

$$LQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LQ_{i,t-1} + \alpha_2 LQ_{i,t-2} + u_{i,t} \quad (4)$$

其中, $LQ_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的流动性, $LQ_{i,t-1}$ 为股票 i 在第 $(t-1)$ 月的流动性, $LQ_{i,t-2}$ 为股票 i 在第 $(t-2)$ 月的流动性; α_0 为 $LQ_{i,t}$ 的回归系数, α_1 为 $LQ_{i,t-1}$ 的回归系数, α_2 为 $LQ_{i,t-2}$ 的回归系数; $u_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的未预期流动性 $ULQ_{i,t}$, 即

$$LQ_{i,t} - E_{t-1}[LQ_{i,t}] = u_{i,t} = ULQ_{i,t} \quad (5)$$

其中, $E_{t-1}[LQ_{i,t}]$ 为 $(t-1)$ 期对 $LQ_{i,t}$ 的期望。采用不同阶数 (从滞后 1 阶至滞后 10 阶) 的 AIC 信息准则作为判断最优滞后的依据, 并发现最优滞后为 $AR(2)$ 模式。事实上, 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。在孔东民的研究中提供了一个类似的说明, 通过综合权衡 $AR(1) \sim AR(4)$ 发现, 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, $AR(3)$ 和 $AR(4)$ 以至更高阶的 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 $AR(2)$ 作为标准^[19]。

3.3 研究设计

本研究主要从时间序列角度探讨流动性溢价问题, 按照 Amihud 测度, 流动性溢价在时间序列中有如下两个主要表现。首先, 随着时间的推移, 预期的市场非流动性应该是正向影响期望的股票超额收益率, 即如果投资者预期到市场具有较高的非流动性, 那么他们会期望股票在下一期有一个较高回报, 这与横截面中股票收益与非流动性的关系是一致的。

另一方面, 在同一个时期, 未预期到的市场非流动性对未预期到的股票回报具有负向影响, 即如果某一期间未预期到的非流动性为正, 则投资者将预期下一期的非流动性会增大, 这必然会导致下一期的期望超额回报增加, 从而使当期股价下跌以达到均衡关系, 因此导致当期收益率下降, 即未预期收益为负向。

以此为基础, 本研究检验以下两个方面的问题。

同期市场流动性 (非流动性) 与期望股票超额收益是负向 (正向) 关系, 即流动性被市场定价。当期的未预期流动性 (非流动性) 与当期未预期到的股票回报是正向 (负向) 关系。

采用如下 3 种收益生成过程进行检验, 研究不同资产的流动性是否能显著地进入如下几种收益生成过程, 即常数收益率、CAPM 和 Fama-French 三因子过程^[22]。

$$R_{i,T} = cont + \alpha_1 \cdot LQ_{i,T} + e_{i,T} \quad (6)$$

$$R_{i,T} = cont + \alpha_1 \cdot LQ_{i,T} + \alpha_2 \cdot R_{m,T} + e_{i,T} \quad (7)$$

$$R_{i,T} = cont + \alpha_1 \cdot LQ_{i,T} + \alpha_2 \cdot R_{m,T} + \alpha_3 \cdot HML_T + \alpha_4 \cdot SMB_T + e_{i,T} \quad (8)$$

其中, $R_{i,T}$ 为股票 i 在 T 期的收益率; $cont$ 为常数项; α 为回归系数; LQ 为流动性或非流动性测度, 即分别表示 Turnover、Amihud 和 P-S3 种测度; $e_{i,T}$ 为残差序列; $R_{m,T}$ 为 T 期市场收益率; 令 B/M 为账面值与市值之比, HML_T 为 T 期高 B/M 组合与低 B/M 组合的收益之差, SMB_T 为 T 期小规模公司组合与大规模公司组合的收益差。具体而言, 以 $(T-1)$ 年末每股权益与 $(T-1)$ 年末收盘价的比值度量 T 年度 B/M 值的高低, 以 T 年 6 月底流通市值度量 T 年度规模的大小。按照 Fama 等的研究, 从 1998 年 ~ 2006 年, 每年 6 月底按流通市值的中位数将样本分为两组, 按 B/M 分成高、中和低三组, 即 $H(30\%)$ 、 $M(40\%)$ 和 $L(30\%)$; 基于这 6 个组合, 计算 T 年 7 月 ~ $(T+1)$ 年 6 月每个组合价值加权月收益率^[22]。

为使公式简洁, 个股收益和市场收益均省略了无风险收益率, 但在后文的实证检验中依然包括无风险收益率。另外, 因为变量都是基于时间序列的, 不存在误解, 本研究省略了下标 T , 下同。

对 (6) 式 ~ (8) 式的检验可以验证流动性定价问题。在此基础上, 进一步对这 3 个收益生成过程引入新变量 ULQ , 并以此对未预期流动性问题进行检验。最后本研究还在控制了规模的情况下进一步考察可检验假说。

在进行回归之前, 为防止出现谬误回归, 对数据进行 Panel Unit Root 和 Unit Root 检验。因为 SMB 、 HML 和 R_m 不随公司改变而变化, 因此利用 ADF 方法进行 Unit Root 检验; 对于其他变量而言, 由于不同的公司有不同序列, 因此按照 Levin 等的方法对这些变量执行 Panel Unit Root 检验^[23]。

整体而言, 研究中所涉及的变量如表 1 所示。

表 1 变量说明表

Table 1 List of the Variables in the Research

变量名称	含义	测度方法
LQ	流动性测度	为了行文简化, 研究中利用 LQ 代指 LQ_1 、 LQ_2 和 LQ_3 。
LQ_1	Turnover, 即换手率指标	以当月的交易量与流通股份之比表示。
LQ_2	Amihud测度, 即 2002 年 Amihud提出的流动性测度	先将当月全部交易日的收益率绝对值与交易金额之比加总, 然后除以交易天数而得。
LQ_3	P-S测度, 即 2003 年 Pastor和Stambaugh提出的流动性测度	先以当月的日超额收益率对滞后一阶日收益率、滞后一阶的日超额收益率符号与交易金额之乘积进行线性回归, 然后取后者的回归系数而得。回归中排除了那些月交易天数小于 10 的月度。
ULQ	未预期流动性测度	为了行文简化, 研究中利用 ULQ 代指基于上述 3 个流动性指标计算而得的未预期流动性测度。数据采用当期流动性指标 LQ 与滞后一期的期望相减而得, 这里的期望采用 $AR(2)$ 拟合。或者等价地, 采用 $AR(2)$ 拟合流动性测度 LQ 的残差作为 ULQ 的测度。
R_m	市场收益率	以当月样本公司的加权收益率表示, 研究中采用流动性市值加权。
SMB	市值因子	表示当月小规模公司组合与大规模公司组合的收益之差, 即资产定价研究的 Fama-French 三因子模型的市值因子。
HML	账面 / 市值比 (B/M) 因子	表示当月高 B/M 组合与低 B/M 组合的收益之差, 即资产定价研究的 Fama-French 三因子模型的账面 / 市值比因子。

4 数据来源及说明

本研究的所有数据来自国泰安公司的中国股票市场研究数据库 (CSMAR), 选取的样本数据为 A 股数据, 检验期间为 1998 年 1 月 ~ 2004 年 12 月, 考虑到 2005 年 ~ 2006 年间的股权分置问题可能会在结构上对结果造成影响, 因此本研究并未包括这段期间。

在样本选取中, 参照以下标准将不符合要求的公司剔除。剔除所有的 ST 或 PT 股票, 原因在于其交易情况和价格行为较特殊, 不一定具备所要考察的基本特征; 为避免新上市股票的 IPO 效应对价格和收益率造成影响, 剔除了 IPO 后 3 个月的数据; 剔除一年内无交易天数超过 100 的样本; 剔除月交易天数小于 10 (计算 P-S 的最小观测值数目) 的样本; 因为 Fama-French 三因子模型涉及到账面市值比 (B/M) 变量, 因此剔除了少数几家金融类上市公司。最终选取的在 1997 年 7 月之前上市的公司, 经过处理之后剩余了 490 家。

表 2 显示了描述性统计结果。在样本期间, 个股的月度平均收益为 0.005, 但是变动很大, 标准差为 0.115, 其中有的下跌 75%, 而有的则增加了一倍以上。就 LQ 测度而言, 换手率月度均值为 0.272, 在实证检验中一般用换手率来推断平均持有期, 这说明中国股市的交易非常活跃, 持有期大体为 5 个月。Acharya 等认为美国的持有期为 29 个月, 可见中国股市交易比美国股市更活跃。另外两个 LQ 测度也都

随股票的不同而体现了较大的变动。这段期间市场平均收益为 0.001, 但是标准差却高达 0.071。SMB 和 HML 因子均值分别为正和负, 而且均有较大的变异; 对于几个 ULQ 测度而言, 因为定义为残差项, 所以均值约为 0, 但是根据标准差可以看到, 不同股票、不同时期的未预期流动性有非常大的变化。

表 2 显示了各个变量的相关性。收益率与 LQ 变量之间的关系也和预测的基本一致, LQ_1 和 LQ_3 表示流动性, 而 LQ_2 表示非流动性, 因此可以看到这 3 个变量之间的关系是一致的; 在结果中还发现, 几个 ULQ 之间也体现了同样的相关性, 多数在 0.01 的显著性水平上拒绝零假设。对数据进行平稳性检验, 对各样本公司的变量做图发现不存在时间趋势, 因此采取了有截距和无截距两种办法检验。结果发现, 所有的变量都拒绝存在单位根的假设, 这表示本研究的数据是平稳的, 可以进行下一步的检验 (限于篇幅省略了一些结果)。

5 检验结果及分析

因为所有的数据均为面板数据, 所以本研究根据 Hausman 检验确定模型采取固定效应还是随机效应。根据 (6) 式 (即常数收益生成过程) 来考察各流动性测度是否进入资产收益过程, 为了让结论更稳健, 本研究分别对 1998 年 ~ 2001 年和 2001 年 ~ 2004 年两个子期间进行考察, 结果如表 3 所示。

表 2 各变量的描述性统计结果
Table 2 Descriptive Analysis of Variables

变量	R_i	LQ_1	$LQ_2 (\times 10^{-7})$	$LQ_3 (\times 10^{-9})$	R_m	SMB	HML	ULQ_1	$ULQ_2 (\times 10^{-7})$	$ULQ_3 (\times 10^{-9})$
描述性统计										
平均值	0.005	0.272	0.043	-0.012	0.001	0.001	-0.003	0.000	0.000	0.000
标准差	0.115	0.284	0.061	0.241	0.071	0.016	0.012	0.233	0.048	0.024
最小值	-0.758	0.001	0.000	-15.200	-0.133	-0.042	-0.028	-2.826	-1.850	-1.490
最大值	2.336	6.291	6.217	7.990	0.364	0.049	0.034	3.530	5.540	0.789
相关系数										
LQ_1	0.463***									
LQ_2	-0.189***	-0.232***								
LQ_3	-0.005	0.020***	-0.090***							
R_m	0.636***	0.398***	-0.155***	-0.009*						
SMB	0.136***	0.070***	-0.142***	0.011**	0.040***					
HML	-0.071***	-0.156***	0.068***	-0.027***	-0.019***	-0.592***				
ULQ_1	0.541***	0.823***	-0.177***	0.007	0.454***	-0.002	-0.085***			
ULQ_2	-0.255***	-0.226***	0.797***	-0.042***	-0.231***	-0.133***	0.058***	-0.225***		
ULQ_3	-0.003	0.023***	-0.070***	0.974***	-0.008	0.016***	-0.029***	0.006	-0.044***	1.000***

注： R_i 为收益率， R_m 为市场收益率， SMB 为小规模公司组合与大规模公司组合的收益差， HML 为高 B/M 组合与低 B/M 组合的收益差， ULQ_1 、 ULQ_2 和 ULQ_3 分别为未预期的 3 种流动性测度；***为在 0.01 的显著性水平上拒绝零假设，**为在 0.05 的显著性水平上拒绝零假设，*为在 0.10 的显著性水平上拒绝零假设。下同。

表 3 基于常数收益生成过程的流动性溢价
Table 3 Results of Liquidity Premium Based on the Constant Return Process

R_i	总样本期间			子样本期间 1			子样本期间 2		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
截距项	0.003	0.002	0.004	0.037	0.008	0.026	-0.013	-0.017	-0.016
	3.670***	2.020**	7.440***	25.820***	6.050***	27.460***	-13.000***	-20.660***	-24.000***
LQ_1	0.003			-0.030			-0.017		
	1.390			-10.320***			-4.550***		
$LQ_2 (\times 10^5)$		6.770			51.007			2.919	
		6.600***			20.090***			2.870***	
$LQ_3 (\times 10^5)$			-6.990			-8.049			-10.763
			-2.940***			-2.550**			-2.770***
$Hausman_test$	18.350***	12.750***	0.660	102.170***	26.070***	0.030	4.210***	39.300***	13.460***
$Adj_R^2 (\%)$	0.020	0.080	0.020	0.270	1.970	0.030	0.080	0.060	0.020
Sig_Model	1.930	43.610***	8.640***	106.410***	403.560***	6.450**	20.690***	8.250***	7.680***

注：各个变量第一行为回归系数，第二行为 t 统计量；模型 1~模型 3 分别对应着基于换手率、Amihud 测度和 P-S 测度的检验结果。下同。

从表 3 可以看到,总样本期间 Amihud 测试和 P-S 测度较为显著地影响资产的定价,因为 Amihud 表示非流动性, P-S 表示流动性,因此结果说明随着资产非流动性的增加(或者流动性的减少),资产的收益率提高。对于换手率变量而言,因为结果不显著无法做出合理的推断,这应该是由换手率在流动性之外还受到更多其他因素的影响,从而导致其代理效率较低的原因。两个子样本期间的考察结果有同样的结论,依然是非流动性的增加(或者流动性的减少)伴随着资产收益率的提高,换手率变量在分区间的检验中也相当显著。从模型的显著性来看,除了总样本期间的换手率测度之外,其他的检验都说明流动性对收益的解释是显著的。

根据 CAPM 和 Fama-French 三因子收益生成过程进行检验,即(7)式和(8)式,结果如表 4。无论是 CAPM 还是三因子模型,本研究的检验都说明流动性显著地进入了资产定价过程,所有的 t 统计量都在 0.01 的显著性水平上拒绝零假设,而这种效应并没

有随着变量增加而使市场收益、HML 因子或者 SMB 因子有所变动,因此本研究认为非流动性溢价现象是稳健的。当然从以上的检验来看市场收益、规模、账面市值比也与前人的文献一样,显著影响资产的收益,因此模型的整体显著性检验更强烈地拒绝了零假设。

从表 4 中几个流动性回归系数的符号对比可以看到,代表流动性的换手率和 P-S 测度系数显著为正,代表非流动性测度的 Amihud 测度系数显著为负,这进一步说明非流动性的增加(或者流动性的减少)伴随着资产的收益率提高。

综合表 3 和表 4 的检验结果,可以看出同期市场非流动性(流动性)与期望股票超额收益是正向(负向)关系,这种效应非常显著,并不因时间段或者选择某种资产收益生成过程而有所变化,在常数、CAPM 和 Fama-French 三因子模型以及不同的样本期都得到同样的结论。但是整体上而言,在部分模型中,换手率变量由于受到流动性之外更多因素的影

表 4 基于 CAPM 和 Fama-French 三因子收益生成过程的流动性溢价

Table 4 Results of Liquidity Premium Based on the CAPM, and Fama-French 3 Factors Model

R_i	CAPM过程			Fama-French三因子过程		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
截距项	0.006	0.000	0.004	0.003	-0.006	-0.003
	7.390***	0.610	7.210***	3.730***	-8.090***	-5.730***
R_m	0.097	0.096	0.085	0.124	0.094	0.086
	11.030***	11.880***	10.640***	14.560***	11.930***	11.090***
SMB				-1.735	-1.677	-1.713
				-39.490***	-37.870***	-39.110***
HML				-2.990	-2.877	-2.890
				-49.780***	-48.510***	-48.860***
LQ_1	-0.008			-0.024		
	-3.280***			-10.750***		
$LQ_2 (\times 10^5)$		8.783			6.244	
		8.470***			6.140***	
$LQ_3 (\times 10^5)$			-6.816			-9.216
			-2.870***			-4.000***
Hausman_test	30.340***	18.470***	0.650	59.660***	12.140***	0.890
Adj R^2 (%)	0.280	0.410	0.300	6.300	6.180	6.160
Sig_Model	61.840***	92.420***	121.970***	689.740***	668.990***	663.430***

响,有不显著的情况出现。针对 Amihud 和 P-S 两种测度,从表 3 和表 4 可以看到,Amihud 整体上体现了更强的显著性。

下面引入未预期的流动性,如果同时存在流动性的线性效应和非线性效应,应该有非流动性测度(流动性测度)的回归系数为正(负),同时又有未预期的非流动性(未预期的流动性)回归系数为负(正)。

检验结果如表 5 所示,本研究同样检验 3 种不同

的收益生成过程。对于常数过程而言,流动性测度换手率线性项的回归系数并不显著(无法推断),P-S 测度的线性项回归系数为负(与理论一致);同时换手率测度的未预期项的系数显著(与理论一致),P-S 测度未预期项的回归系数不显著(无法推断)。对于非流动性测度 Amihud 而言,与本研究的预测相当一致,而且两项的回归系数都在 0.01 的显著性水平上拒绝零假设。

基于 CAPM 和三因子模型的检验可以看到,这

表 5 基于未预期流动性的检验
Table 5 Results Based on the Unexpected Liquidity

R_i	常数过程			CAPM 过程			Fama-French 三因子过程		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
截距项	0.004	0.001	0.004	0.002	0.001	0.004	0.000	-0.005	-0.003
R_m	5.240***	2.080**	7.440***	2.670***	1.280	7.210***	0.150	-7.000***	-5.740***
SMB				-0.060	0.052	0.085	-0.037	0.052	0.086
HML				-8.030***	6.590***	10.660***	-5.040***	6.740***	11.120***
LQ_1	0.003			0.009			0.000		
ULQ_1	1.660			4.850***			0.070		
$LQ_2 (\times 10^5)$	0.266	6.786		0.269	7.873		0.257	5.253	
$ULQ_2 (\times 10^5)$	130.120***	6.850***		129.810***	7.840***		123.810***	5.330***	
$LQ_3 (\times 10^5)$		-60.690			-59.880			-57.345	
$ULQ_3 (\times 10^5)$		-53.280***			-52.300***			-51.460***	
$Hausman_test$			-6.990		-6.815			-9.218	
$Adj_R^2 (\%)$			-2.940***		-2.870***			-4.000***	
Sig_Model			-1.232		-1.914			-3.232	
			-0.510		-0.790			-1.380	
$Hausman_test$	26.820***	13.710***	0.660	18.300***	16.850***	0.650	32.220***	10.370***	0.890
$Adj_R^2 (\%)$	29.510	6.630	0.020	29.640	6.720	0.300	32.110	11.960	6.170
Sig_Model	8.467.090***	1.442.860***	8.900**	5.675.170***	977.390***	122.600***	3.828.050***	1.100.100***	2.672.600***

表 6 基于未预期流动性与规模分组的检验
Table 6 Results Based on the Unexpected Liquidity and Size Sorting

R_i	Turnover			Amihud			P-S		
	1	5	10	1	5	10	1	5	10
常数	0.007	0.005	0.003	0.009	-0.004	-0.001	0.013	0.004	-0.001
	2.930***	2.530**	1.440	3.230***	-1.620	-0.300	5.000***	2.320**	-0.650
LQ_1	0.007	-0.004	-0.014						
	1.570	-0.720	-1.990**						
ULQ_1	0.206	0.276	0.316						
	39.580***	41.650***	36.850***						
$LQ_2 (\times 10^5)$				4.316	19.005	4.588			
				1.830*	4.120***	2.530**			
$ULQ_2 (\times 10^5)$				-57.751	-139.000	-14.911			
				-21.870***	-25.770***	-7.760***			
$LQ_3 (\times 10^5)$							-7.599	-11.558	48.769
							-1.440	-1.310	2.580**
$ULQ_3 (\times 10^5)$							6.643	-11.435	9.073
							1.240	-1.280	0.490
$Hausman_test$	8.890***	12.250***	15.030***	33.270***	11.870***	10.070***	2.590	0.340	0.210
$Adj_R^2 (\%)$	29.170	31.480	24.830	10.320	15.220	1.610	0.080	0.080	0.170
Sig_Model	783.370***	1866.090***	683.190***	241.340***	353.950***	66.620***	3.160	3.320	6.920**

注:本表按照 CAEM 和 Fama-French 三因子收益生成过程并结合公司规模 (从小到大依次为 1, 2, ..., 9, 10) 分组进行检验。

种情况是较为稳健的,流动性定价在 Amihud 测度中得到非常好的验证。对于换手率和 P-S 测度而言,整体上与 Amihud 测度一致,但是换手率的线性项和 P-S 测度的未预期项回归系数并不显著,难以据此做出统计意义上的推断。

本研究认为,在流动性测度中 Amihud 测度要优于换手率和 P-S 测度。

进一步将样本股票按照公司规模分组进行考察,结果如表 6 所示。基本的结论依然不变,同样是 Amihud 测度的表现要优于换手率和 P-S 测度。但是规模小的公司组合 (分组 1) 流动性效应较弱,对于换手率和 P-S 测度规模较大的公司组合 (分组 10) 在检验的回归系数和显著性上与理论假说更一致。而 Amihud 测度无论对于小规模公司组合还是大规模公司组合都有很好的统计特征。

6 结论

本研究结合几个常见的流动性指标对中国股市

的流动性溢价情况进行研究,基于不同的样本检验期并分别结合常数、CAEM 和 Fama-French 三因子定价模型,研究发现中国股市的流动性风险被市场明显地定价,即存在显著的非流动性溢价,当期的市场 (非)流动性与同期股票收益呈现正 (负) 向关系,对换手率、Amihud 和 Pastor-Stambaugh (P-S) 指标而言都有类似的结论。

相比较而言,流动性定价假说在基于 Amihud 测度中得到非常好的验证。换手率和 P-S 测度整体上与理论一致,但是换手率的线性项和 P-S 测度的未预期项回归系数并不显著,难以做出统计意义上的推断。整体评价,在流动性测度中,Amihud 测度要优于换手率和 P-S 测度,因此建议在研究中国股市流动性问题时可以更多地采用 Amihud 指标。最后控制了公司规模,本研究发现这一结论依然不变。

参考文献:

- [1] O Hara M. Market Microstructure Theory [M].

- Blackwell Publishers, 1995.
- [2] Pastor Lubos, Robert F Stambaugh. Liquidity Risk and Expected Stock Returns [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111 (3): 642- 685.
- [3] Amihud Y, Mendelson H. Asset Pricing and the Bid-ask Spread [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17 (2): 223- 249.
- [4] Amihud Y, Mendelson H. The Effect of Beta, Bid-ask Spread, Residual Risk and Size on Stock Returns [J]. Journal of Finance, 1989, 44 (2): 479- 486.
- [5] 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.
- [6] Glosten L, Harris L. Estimating the Components of the Bid-ask Spread [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 21 (1): 123- 142.
- [7] Hasbrouck J. Measuring the Information Contents of Stock Trades [J]. Journal of Finance, 1991, 46 (1): 179- 207.
- [8] Haugen R A, Baker N L. Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 1996, 41 (3): 401- 439.
- [9] Datar V T, Naik Y K, Radcliffe R. Liquidity and Stock Return: An Alternative Test [J]. Journal of Financial Markets, 1998, 1 (2): 205- 219.
- [10] Brennan M J, Cordia T, Subrahmanyam A. Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-section of Expected Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 1998, 49 (3): 345- 373.
- [11] Chordia T, Subrahmanyam A, Anshuman V R. Trading Activity and Expected Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 59 (1): 3- 32.
- [12] Amihud Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects [J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5 (1): 31- 56.
- [13] Kyle A S. Continuous Auctions and Insider Trading [J]. Econometrica, 1985, 53 (6): 1315- 1335.
- [14] Viral V Acharya, Lasse Heje Pedersen. Asset Pricing with Liquidity Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (2): 375- 410.
- [15] Chan Kalok, Kwok K. Market Segmentation and Share Price Premium: Evidence from Chinese Stock Markets [J]. Journal of Emerging Market Finance, 2005, 4 (1): 43- 61.
- [16] 杨朝军, 孙培源, 施东晖. 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 [J]. 世界经济, 2002 (11): 53- 58.
- Yang C J, Sun P Y, Shi D H. Microstructure, Market Depth and Asymmetric Information: On Intraday Liquidity Patterns of Shanghai Stock Market [J]. The Journal of World Economy, 2002 (11): 53- 58. (in Chinese)
- [17] 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 (2): 95- 105.
- Su D W, Mai Y X. Liquidity and Asset Pricing: An Empirical Exploration of Turnover and Expected Returns on Chinese Stock Markets [J]. Economic Research Journal, 2004 (2): 95- 105. (in Chinese)
- [18] 孔东民. 流动性风险与资产定价: 来自中国股市的证据 [J]. 南方经济, 2006 (3): 91- 107.
- Kong D M. Asset Pricing with Liquidity Risk: Evidence from Chinese Stock Market [J]. South China Journal of Economics, 2006 (3): 91- 107. (in Chinese)
- [19] 詹场, 胡星阳. 流动性衡量方法之综合评论 [J]. 国家科学委员会研究汇刊 (人文及社会科学), 2001, 11 (3): 205- 221.
- Zhan C, Hu X Y. The Review of the Liquidity Measure [J]. Proceedings of the National Science Council (Humanities and Social Sciences), 2001, 11 (3): 205- 221. (in Chinese)
- [20] 刘逖. 如何衡量流动性: 理论与文献综述 [R]. 上证联合研究计划课题报告, 2002.
- Liu D. How to Measure Liquidity: Theory and Summary [R]. Report of Shanghai Stock Exchange Research Project, 2002. (in Chinese)
- [21] Campbell John Y, Sanford J Grossman, Jiang Wang. Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns [J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108 (4): 905- 939.
- [22] Fama Eugene F, French K R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33 (1): 3- 56.
- [23] Levin A, C Lin, J Chu. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties [J]. Journal of Econometrics, 2002, 108 (1): 1- 24.

Biography: LIANG Li-zhen is a PhD candidate in the School of Management at Xiamen University, is also an associate professor in Putian College, her research areas include relationship corporate finance and behavioral finance, etc

更正: 由于作者提供信息有误, 使 2008 年第 1 期第 115 页作者简介出现错误, 现更正如下: 原为“毕业于东华大学管理学院, 获博士学位, 现为江苏大学管理学院讲师” 更正为“东华大学旭日工商管理学院博士研究生”。