

# 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<sup>\*</sup>

苏冬蔚 麦元勋

(暨南大学经济学院 510062)

**内容提要:**流动性与资产定价是目前金融研究的热点之一(O'Hara, 2003)。本文通过检验交易频率零假设和交易成本备择假设,深入分析我国股市流动性与资产定价的理论与经验关系,发现:我国股市存在显著的流动性溢价,换手率低、交易成本高且流动性小的资产具有较高的预期收益;产生流动性溢价的原因是交易成本而不是交易频率;与国外股市相似,小企业收益率高于大企业,价值股收益率高于成长股。因此,我国股市并非令人无法捉摸,流动性、规模和价值效应都是资产定价的因素。

**关键词:**流动性 换手率 交易成本 资产定价 中国股市

## 一、引言

流动性是市场以合理价格迅速交易资产的能力。在流动性好的股市上,交易成本低,价格受单笔买卖的影响小,市场稳定,投资者有信心,资源配置效率高。股市流动性可从以下四方面定量描述:宽度(交易价偏离中间价的程度)、深度(在给定报价下可以交易的股票数)、弹性(委托不平衡的调整速度)和即时性(达成交易所需的时间长度)。由于买卖报价价差(bid-ask spread)和成交量能直接、简单地刻画股市的宽度和深度,所以国外在这方面的研究最为丰富。目前,一个研究热点是流动性与资产定价的关系,即流动性风险可否分散;如果不行,以买卖价差或成交量为代理的流动性指标又如何影响资产的预期收益(O'Hara, 2003, 美国金融学会会长就职演说)。

我国股市起步较晚(始于1990年),同许多新兴市场一样采用指令驱动交易制度,市场上没有做市商,每笔委托都由电脑主机撮合处理,实行连续性交易,买卖价差不是做市商所提供的双向报价之差,而是市场上未成交的有效定单的最低委卖价和最高委买价之差,买卖盘流量直接推动股市运作和价格形成,因此,研究股市流动性既要分析买卖价差,又要考察交投活跃程度。此外,我国资本市场尚未完全开放,长期以来股市的主要参与者是中小投资者(散户),投资主体多元化的格局尚未形成,股市一直存在短期炒作和追逐利润之风,以理性投资理念为基础的资本资产定价模型(CAPM)很难解释股票的价值,研究流动性与资产定价面临相当大的挑战。

目前,对股市流动性问题的研究,国内学术界的成果主要集中在两方面,一是从买卖价差的角  
度分析我国股市流动性的特征及其影响因素,如屈文洲和吴世农(2002)、孙培源和施东晖(2002)运用高频数据分析买卖价差的日内特征、变动模式和影响因素;靳云汇和杨文(2002)分析股价和收益

<sup>\*</sup> 本文系2003年11月在中山大学举行的“第三届中国青年经济学者论坛”入选论文的修改稿,作者感谢张捷、杨星、吴文锋、程海波和参加论坛的有关专家学者对本文所提出的宝贵修改意见,同时,感谢国家自然科学基金和教育部人文社科基金的研究资助(项目批准号分别为70303012和02JA790029)。

率波动程度等因素对上海股市流动性指标(宽度和深度)的影响;刘海龙等(2002)研究B股向境内投资者开放前后股市流动性发生的变化;杨朝军等(2003)利用高频交易数据估计上海股市信息不对称的程度并分析股市报价深度的日内变化特征;二是通过构建“非流动性”(Illiquidity)指标,分析股市流动性与资产回报之间的关系,如王春峰等(2002)用日绝对价格变化与日均成交额的比率代表非流动性,在排除那些可能受政策干扰的观测值后,发现上海股市流动性与回报呈显著的负相关;吴文锋等(2003)用日收益率绝对值与成交金额的比率代表非流动性,发现该指标与收益率呈正相关关系,表明我国股市存在非流动性风险补偿。

本文的创新之处在于直接从换手率(成交量与流通股之比)的角度衡量流动性,在发现我国股市存在显著的流动性溢价(liquidity premium,即换手率低、交易成本高且流动性小的资产具有较高的预期收益)后,深入研究流动性如何从本质上影响资产定价,通过检验交易频率零假设和交易成本备择假设,进一步发现产生流动性溢价的原因是交易成本,而不是交易频率。此外,在实证过程中,针对我国股市平均换手率大于其它国家的实际情况,本文认真客观地处理原始数据,提出新的假设检验,并采用合理的计量方法进行经验分析,使实证结果科学可信。

本文其余部分的结构如下:第二部分介绍国外有关股市流动性与资产定价关系的理论与实证研究;第三部分详细阐述本文的经验分析方法,包括构建符合我国股市实际情况的理论假设和实证模型,介绍样本数据的处理以及选取合适的控制变量进行假设检验;第四部分给出我国股市流动性与资产定价关系的实证结果;最后对全文进行总结。

## 二、国外股市流动性与资产定价研究

从理论上说,股市存在流动性溢价现象:如果股票流动性低,其交易成本越大,投资者对持有该资产的预期收益就越高。Amihud 和 Mendelson (1986,以下简称 AM)认为,在均衡状态下,实行报价驱动交易制度的证券市场存在“消费群效应”(clientele effect),即投资者会主动挑选流动性小和交易成本大的资产于长期的投资组合中;流动性可由相对买卖价差(买卖价差除以买卖中间价)衡量;股票的预期收益率是其相对买卖价差的分段线性和整体凹性增函数(如图1所示)。

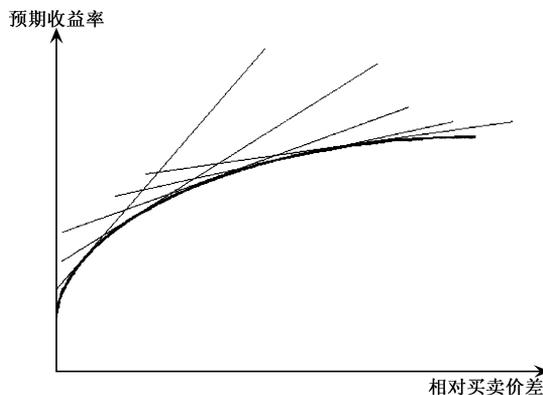


图1 预期收益与相对买卖价差的理论关系(AM,1986)

AM(1986)对 NYSE 在 1961 年至 1980 年间所有资产的收益率与价差进行经验研究,取得与上述理论一致的实证结果。此后,AM(1989)对 AM(1986)的模型进行更加细致的计量分析,发现:流动性风险无法分散,相对买卖价差和市场风险系数均影响资产组合收益率,因此股市存在流动性溢价;在加入残余风险(用组合的标准方差代理)和资产规模等变量后,价差与组合收益率的正相关性不变,流动性与预期收益呈负相关。

Eleswarapu 和 Reinganium(1993)进一步发现,股市流动性溢价受收益率波动和资产绝对价格等

因素影响,在同一时点上,波动性和绝对价格高的股票买卖价差大、流动性小且预期收益大,但这种关系仅在1月份统计显著。Brennan和Subrahmanyam(1996,以下简称BS)借鉴Gosten和Milgrom(1985)、Kyle(1985)以及Easley和O'Hara(1987)的市场微观结构理论,认为买卖信息不对称所引起的逆向选择成本是影响资产流动性的主要因素。在此基础上,BS将交易成本分解为固定成本(仅随时间变动的指令处理成本)和可变成本(随时间和交易量而变动的逆向选择成本),发现股票预期收益与其可变成本呈边际显著的正相关性(和AM理论一致),与买卖价差则呈显著的负相关性(和AM理论不一致)。

此外,Haugen和Baker(1996)、Atkins和Dyl(1997)、Brennan等(1998)、Datar等(1998)及Chordia等(2001)分别用交易额、换手率、持有期长度及交易波动程度代替买卖价差,研究预期收益与流动性之间的关系。如Haugen和Baker(1996)发现美国Russell 3000股指所有成分股在1979年至1993年间的预期收益与换手率呈显著负相关,而且英、法、德和日本股市也存在类似的流动性溢价。Datar等(1998)对NYSE非金融类股票在1963年至1991年间的数据进行实证分析,发现在控制企业规模、帐面值/市值比以及市场风险系数等变量后,股票预期收益与换手率具有显著的负相关关系。但是,Brennan等(1998)发现预期收益与交易额的负相关关系仅出现在NYSE和AMEX,而出现在NASDAQ。Chordia等(2001)发现预期收益与交易量呈显著负相关(和AM理论一致),与交易波动程度也呈显著负相关(即流动性风险与预期收益成反比,和AM理论不一致)。

最近,Amihud(2002)用资产收益率绝对值与成交额的比率衡量不流动性,对NYSE在1963年至1997年间的数据进行横截面和时间序列分析,验证了流动性溢价的存在,发现小企业的流动性溢价最大。Pastor和Stambaugh(2003)将推动收益率发生反转的指令交易作为市场流动性的一个态变量(state variable),发现资产收益率相对于流动性态变量的灵敏度越大,其收益率就越高,这表明流动性风险属于资产定价中不可分散的风险之一。Acharya和Pedersen(2003)则直接修订资本资产定价模型(CAPM),将流动性成本作为资产定价的因素,在此基础上提出崭新的LACAPM(liquidity-adjusted CAPM)并计算出流动性风险系数,然后对NYSE和AMEX在1962年至1999年间的数据进行实证分析,发现资产的预期收益与流动性风险系数成正比。

在新兴市场流动性与资产定价研究上,Rouwenhorst(1999)对国际金融公司(IFC)20个新兴市场的数据进行实证分析,发现影响资产横截面收益的因子与影响发达国家的基本相同,即小企业收益率高于大企业,价值股收益率高于成长股,但是小企业 and 价值股的换手率均高于大企业 and 成长股(仅个别国家例外),表明资产组合的收益与换手率呈正相关,AM理论不能在新兴市场的数据中得以验证。Bekaert等(2003)对标准普尔(S&P's)19个新兴市场的数据进行实证分析,发现资产流动性与滞后一期的收益率成正比。Jun等(2003)用市场总成交额与流通市值的比率衡量一国股市的流动性,对27个新兴市场的流动性与预期收益进行比较分析,发现国与国之间股市预期收益与平均换手率呈正相关。因为国家间股市的预期收益不仅受流动性影响,还受宏观经济政策和资本市场开放程度影响,所以Jun等的发现并不能否定AM理论。

可见,股市流动性与资产定价研究的核心在于流动性溢价的理论与实证分析。虽然流动性溢价理论已日臻成熟,但是通过不同样本数据或计量方法所获得的实证结果差别较大。美、英、法等发达国家股市存在明显的流动性溢价现象,而新兴市场缺乏相应的发现。

### 三、实证方法

本文试图解决的问题有三个:第一,我国股市流动性(用换手率衡量)是否为资产定价的因素之一,股市是否存在流动性溢价现象?第二,流动性溢价的本质和成因是什么?是否符合AM理论?第三,影响我国股市横截面收益的因子与影响发达国家或其它新兴市场的是否基本相同?为

此,本文根据 AM 理论建立交易频率零假设,并依据我国股市换手率大大高于其它国家的实际情况提出交易成本备择假设,然后运用严谨的计量方法,对换手率与预期收益之间的关系进行深入的经验分析。步骤如下:

首先,依据 AM 理论,横截面样本中股票的预期收益是其相对买卖价差(即流动性宽度)的分段线性和整体凹性增函数:相对买卖价差小的资产具有较高的流动性,所以其预期收益较低,随着相对买卖价差增大,资产的流动性减小,其预期收益就增加且最终趋向一个常数(见图 1)。

假如换手率与交易频率存在一一对应的关系,是交投活跃程度(即流动性深度)准确的代理变量,那么换手率高的资产具有较高的流动性,所以其预期收益较低。随着换手率降低,资产的流动性减小,其预期收益就增加并最终趋向一个常数。这表明预期收益是换手率的分段线性和整体凹性减函数,即所谓的“交易频率假设”(见图 2)。该假设认为,交投活跃程度即交易频率是流动性溢价的成因。然而,在一个过度追逐短线炒作的股市中,资产换手率可能长期居高不下,与交易频率失去一一对应的关系,仅能大致揭示出股票的交易成本,而无法真正传递交投活跃程度的信息。此时,根据 Easley 和 O'Hara (1987),换手率高的股票基于真实信息的交易概率较小,所以信息不对称程度和交易成本都较低,预期收益也就较小;随着换手率上升,资产的交易成本和预期收益下降并最终各自趋向非零常数。因此,横截面样本中股票的预期收益是其换手率的分段线性和整体凸性减函数,即所谓的“交易成本假设”(见图 3)。该假设认为,影响流动性溢价的本质因素是交易成本,而不是换手率。鉴于“交易频率假设”和“交易成本假设”的实证含义恰好形成鲜明的对比,本文选择前者为零假设而后者为备择假设。

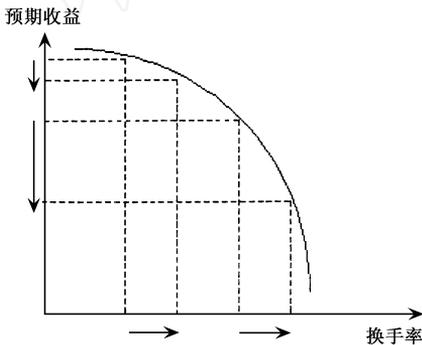


图 2 交易频率假设

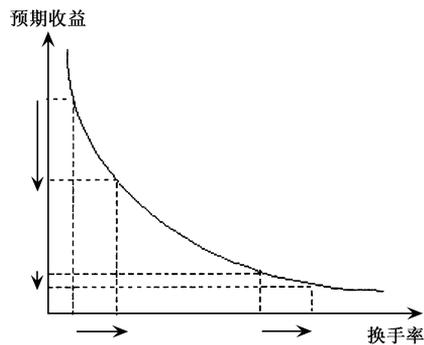


图 3 交易成本假设

其次,为了检验预期收益与换手率的经验关系,本文初步选取 1999 年 1 月 1 日前在沪深股市上市交易的所有 A 股为研究对象。鉴于我国股市(特别是在 2001 年以前)存在一些关联交易和庄家“对敲”等不规范现象,本文剔除了 ST 股、PT 股、长期停牌的股票以及经调研发现有严重违规、造假行为或过度炒作的股票,最终选定 645 个股票作为研究样本,以 1999 年 1 月至 2003 年 7 月的月收益率(收盘价经除权调整、取自然对数后再进行一阶差分)和换手率(成交量除以流通股本)为研究数据。

Su (1999) 发现 A 股的知情交易信息流占全部信息流的比重低于 B 股,表明 A 股的信息不对称程度较小,这可以解释为什么 A 股的换手率较高。

庄家“对敲”是指不发生所有权转移、旨在影响股价的交易,如引人关注的“中科创操纵股价案”,吕梁利用中科创业上市公司发布所谓资产重组、西北首蓂草项目等“利好”消息,通过上百个证券公司营业部中的操盘手,在上千个账户上进行大规模股票对敲,造成惊人的日成交量,以推高股价。

本文除了用流通股,还用总股本(流通股加上国家股、法人股等非流通股)计算换手率,发现换手率的计算方法对实证结果没有本质影响。

考虑到国外在资产定价的研究上已有一套成熟的实证体系,而我国股市的运行机制尚不完善、存在过度投机以及政府政策对市场有巨大影响等因素,本文使用以下控制变量进行回归分析:(1) 规模或流通市值的自然对数(LNSIZE):股票*i*在*t*月的收盘价与流通股数乘积的自然对数;(2) 账面/市值比(BE/ME):账面价值与流通市值的比率;(3) 流通股比例(OUTSHARE):流通股在总股本中所占的比重;(4) 每股收益(EPS):税后净收入除以总股本;(5) 收益/价格比(E/P):每股收益除以收盘价,即市盈率的倒数。

本文的交易数据来自“分析家”证券分析系统,财务数据(1998年至2002年)来自深圳国泰君安公司开发的中国股票市场研究数据库(CSMAR)。上市公司的财务数据每年仅公布一次,且大多集中在3~6月间公布,因此本文对总股本、流通股本、净资产和每股收益等财务数据均在每年6月末进行调整,及时更新那些可能影响股票收益率的变量。

再次,在确定了样本数据和控制变量后,建立以下收益率与换手率的经验模型:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TURNOVER_{i,t} + \alpha_2 LNSIZE_{i,t} + \alpha_3 BE/ME_{i,t} + \alpha_4 OUTSHARE_{i,t} + \alpha_5 E/P_{i,t} + \alpha_6 DE/P_{i,t} + \alpha_7 EPS_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t+1}$ 是股票*i*在*t*+1的收益率, $i=1,2,\dots,645$ , $t=1,2,\dots,54$ , $TURNOVER_{i,t}$ 是滞后一个月的换手率。 $DE/P_{i,t}$ 是收益/价格比虚拟变量,能抓住 $E/P_{i,t}$ 取值符号对收益率的影响(Fama和French,1992):当 $E/P_{i,t} > 0$ , $DE/P_{i,t} = 0$ ;反之,当 $E/P_{i,t} < 0$ , $DE/P_{i,t} = 1$ 。

为了纠正横截面回归(1)的异方差现象,本文使用广义最小二乘方法(GLS)进行估计,得到所有 $\alpha_j$ ( $j=1,2,\dots,7$ )估计值 $\hat{\alpha}_{j,t}$ 的时间序列。然后,运用Fama和MacBeth(1973,以下简称FM)以及Litzenberger和Ramswamy(1979,以下简称LR)所提出的两种方法,计算换手率系数 $\alpha_1$ 的加权平均值 $\bar{\alpha}_1$ 及其*t*检验量。如果 $\bar{\alpha}_1$ 统计显著为负,那么股市存在流动性溢价,以换手率为代表的流动性因子就影响资产的预期收益。

FM法采用简单算术平均计算 $\bar{\alpha}_1$ 及其*t*检验量:

$$\bar{\alpha}_1 = \frac{1}{54} \sum_{t=1}^{54} \hat{\alpha}_{1,t}, \quad t_1 = \frac{\sqrt{54} \bar{\alpha}_1}{\sqrt{\frac{1}{54} \sum_{t=1}^{54} (\hat{\alpha}_{1,t} - \bar{\alpha}_1)^2}}$$

LR法使用 $\hat{\alpha}_{1,t}$ 方差的倒数进行加权平均:

$$\bar{\alpha}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{54} \hat{\alpha}_{1,t}}{54}, \quad t_1 = \frac{\bar{\alpha}_1}{\sqrt{\frac{1}{54} \sum_{t=1}^{54} Var(\hat{\alpha}_{1,t})}}, \quad t_1 = \frac{[\sum_{t=1}^{54} Var(\hat{\alpha}_{1,t})]^{-1}}{[\sum_{t=1}^{54} Var(\hat{\alpha}_{1,t})]^{-1}}$$

最后,按月换手率从小到大把645个股票分成*K*组,每组对应一个虚拟变量 $D_{l,i,t}$ ( $l=1,\dots,K$ ),再用 $D_{l,i,t}$ 乘以换手率,将新的换手率关联变量(Interacting dummy variable) $TURNOVER_{i,t} \times D_{l,i,t}$ 加入回归方程(1)中,得到以下收益率与换手率的横截面分段线性回归方程:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^K \alpha_{1,l} D_{l,i,t} + \sum_{l=1}^K \alpha_{1,l,t} (TURNOVER_{i,t} \times D_{l,i,t}) + \alpha_2 LNSIZE_{i,t} + \alpha_3 BE/ME_{i,t} + \alpha_4 OUTSHARE_{i,t} + \alpha_5 E/P_{i,t} + \alpha_6 DE/P_{i,t} + \alpha_7 EPS_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

通过GLS估计上述多元回归方程,再运用FM法和LR法计算换手率关联变量系数估计值

陈信元等(2001)对我国股市预期收益的决定因素进行横截面分析,发现市场风险系数(即BETA系数)对股票收益没有表现出任何解释能力。另外,构建市场风险系数要求645个样本股在1999年以前都有较长期的收益率数据,这显然是不可能的。因此,本文没有将市场风险系数作为解释变量。

$\hat{\alpha}_{1,t}$  的加权平均值  $\bar{\alpha}_{1,t}$  及其  $t$  检验量。如果  $\bar{\alpha}_{1,t}$  统计显著且  $|\bar{\alpha}_{11}| < |\bar{\alpha}_{12}| < \dots < |\bar{\alpha}_{1K}|$ ，那么预期收益是换手率的分段线性和整体凹性减函数，交易频率零假设不能被拒绝，流动性溢价来自换手率；如果  $\bar{\alpha}_{1,t}$  统计显著且  $|\bar{\alpha}_{11}| > |\bar{\alpha}_{12}| > \dots > |\bar{\alpha}_{1K}|$ ，那么预期收益是换手率的分段线性和整体凸性减函数，交易成本备择假设不能被拒绝，流动性溢价来自交易成本。

#### 四、实证结果

表 1 提供了本文实证分析变量的描述性统计。可见，我国股市在 1999 年 1 月至 2003 年 7 月间的月均收益率仅为 0.2646%（按复利计算，年收益率为 3.22%），而收益率的标准方差为 10.4322%；月均换手率（约 35%）大大高于成熟市场的水平（约 5%）。

表 1 实证分析变量的描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	中值
收益率 (R, %)	0.2646	10.4322	-100.8988	121.4067	-0.4264
换手率 (TURNOVER, %)	35.3892	46.3771	0.3314	1130.3453	19.5377
流通市值 (LNSIZE)	20.5253	0.7123	17.6014	23.3815	20.5426
账面/市值比 (BE/ME, %)	96.6994	100.0508	3.6181	1540.4968	71.7997
流通股比例 (OUTSHARE, %)	35.4098	13.9179	2.3901	100.0000	34.6666
收益/价格比 (E/P, %)	2.7825	2.2548	0.0000	24.0793	2.3560
收益/价格比虚拟变量 (DE/P)	0.0456	0.2085	0.0000	1.0000	0.0000
每股收益 (EPS)	0.2456	0.2322	-1.5500	1.7290	0.2456

表 2 和表 3 提供了资产收益率与换手率多因素线性回归方程 (1) 系数估计值的平均值  $\bar{\beta}_j$  ( $j = 1, 2, \dots, 7$ ) 及  $t$  检验量（分别用 FM 和 LR 法计算）。由表中可知：(1) 无论回归方程含有多少其它解释因子，换手率系数估计值的平均值均显著为负，表明股票预期收益是其换手率的减函数，月换手率每上升 1 个百分点，月预期收益平均下降约 0.015 个百分点。因此，以换手率为代表的流动性因子影响资产定价，我国股市存在显著的流动性溢价；(2) 流通股市值、账面/市值比和收益/价格比三个变量对预期收益均有解释能力，其系数估计值的平均值分别显著为负、正和正，表明我国股市具有很强的规模效应和价值效应，小企业收益率高于大企业，价值股（账面/市值比高或收益/价格比高）收益率高于成长股，这与国内外对成熟市场和新兴市场的研究结果一致；(3) 流通股比例系数估计值的平均值均显著为正，这与陈信元等 (2001) 的发现相似。一种可能的解释是流通股比例上升所引起代理成本的增加超过非流通股比例下降所带来政治成本的减少，因此投资者要求较高的预期收益；(4) 每股收益越大，预期收益则越小，这与成长股（绩优股）预期收益低于价值股的结果是一致的；(5) 通过 LR 法和 FM 法计算出的系数平均值几乎相同，但 LR 法的  $t$  检验量明显较大，因此在以下实证分析中，本文仅提供 LR 法的计算结果。

表 4 和表 5 提供了用 LR 法计算的资产收益率与换手率多因素分段线性回归方程 (2) 系数估计值的平均值  $\bar{\beta}_{1l}$  ( $l = 1, \dots, K$ )， $\bar{\beta}_2, \dots, \bar{\beta}_7$  及其  $t$  检验量 ( $K$  分别取 2、3、4 和 5)。当把 645 个股票按月换手率从小到大分成 2 组，除单因子模型 1 外，其它 5 个多因子模型中换手率关联变量系数估计值的平均值均显著为负，其绝对值呈递减趋势，即  $|\bar{\beta}_{11}| > |\bar{\beta}_{12}|$ （见表 4 第三和第四行）；当把所有股票分成 3 组，除模型 1 外，其它模型中关联变量系数均显著为负且  $|\bar{\beta}_{11}| > |\bar{\beta}_{12}| > |\bar{\beta}_{13}|$ ；当把股票分成 4 组，除第 2 组外，其它组的换手率关联变量系数平均值均显著为负，只有模型 4 中  $|\bar{\beta}_{11}| > |\bar{\beta}_{13}|$ 。

表2 资产收益率与换手率多因素线性回归系数估计值的平均值及其统计检验(FM法)

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
常数项 (CONSTANT)	0.5115 ** (10.5237)	22.0174 ** (- 3.1776)	20.8886 ** (3.0110)	22.6490 ** (3.1489)	24.3162 ** (3.6497)	21.8449 ** (3.3956)
换手率 (TURNOVER)	- 0.0087 * (- 1.6874)	- 0.0148 ** (- 2.8218)	- 0.0148 ** (- 2.8383)	- 0.0159 ** (- 3.0132)	- 0.0156 ** (- 3.1463)	- 0.0152 ** (- 3.0743)
流通市值 (LNSIZE)		- 1.0371 ** (- 3.2394)	- 0.9941 ** (- 3.1110)	- 1.1332 ** (- 3.3453)	- 1.2233 ** (- 3.9059)	- 1.07686 ** (- 3.5874)
帐面/市值比 (BE/ME)			0.0029 ** (2.9304)	0.0048 ** (4.1373)	0.0039 ** (3.5361)	0.0030 ** (3.0946)
流通股比例 (OUTSHARE)				0.0287 ** (3.3655)	0.0246 ** (2.8660)	0.0179 ** (2.2557)
收益/价格比 (E/P)					0.1604 ** (2.7737)	0.3431 ** (4.7097)
收益/价格比虚拟变量 (DE/P)					0.6451 * (1.7574)	- 0.3846 (- 1.1212)
每股收益 (EPS)						- 2.5103 ** (- 3.5594)

注: \*\*和 \*分别表示双尾 t-检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

表3 资产收益率与换手率多因素线性回归系数估计值的平均值及其统计检验(LR法)

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
常数项 (CONSTANT)	- 0.4694 ** (- 9.1012)	22.1757 ** (19.2050)	21.1198 ** (18.2304)	23.5444 ** (19.7327)	25.3972 ** (20.6143)	23.0632 ** (18.5643)
换手率 (TURNOVER)	- 0.0070 ** (- 5.1583)	- 0.0144 ** (- 10.3357)	- 0.0143 ** (- 10.2018)	- 0.0154 ** (- 10.8792)	- 0.0146 ** (- 10.4049)	- 0.0147 ** (- 10.5020)
流通市值 (LNSIZE)		- 1.0952 ** (- 19.6194)	- 1.0537 ** (- 18.8647)	- 1.2320 ** (- 20.6721)	- 1.3299 ** (- 21.5787)	- 1.1891 ** (- 19.0398)
帐面/市值比 (BE/ME)			0.0016 ** (4.9992)	0.0026 ** (6.5441)	0.0020 ** (5.0294)	0.0016 ** (4.0186)
流通股比例 (OUTSHARE)				0.0193 ** (6.3623)	0.0155 ** (5.1540)	0.0107 ** (3.5109)
收益/价格比 (E/P)					0.1156 ** (6.6517)	0.2347 ** (9.0487)
收益/价格比虚拟变量 (DE/P)					0.2436 (1.6302)	- 0.3601 * (- 2.0034)
每股收益 (EPS)						- 1.7153 ** (- 6.5663)

注: \*\*和 \*分别表示双尾 t-检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

$> |\bar{\beta}_{14}|$  ,其它模型中  $|\bar{\beta}_{11}| < |\bar{\beta}_{13}| > |\bar{\beta}_{14}|$  ;最后将全部样本股分成 5 组 ,除第 2 和第 3 组外 ,其它组的关联变量系数估计值的平均值均显著为负且  $|\bar{\beta}_{11}| > |\bar{\beta}_{14}| > |\bar{\beta}_{15}|$  (见表 5 第六至第十行)。可见 ,预期收益是换手率的分段线性和整体凸性减函数 ,交易频率零假设可以被拒绝而交易成本备择假设则不能被拒绝 ,我国股市的流动性溢价来自交易成本而不是换手率。

表 4 资产收益率与换手率多因素分段线性回归系数估计值的平均值及其统计检验(2 组 ,LR 法)

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
虚拟变量 1 (DUMMY1)	- 0.3688 ** ( - 2.5195)	23.4756 ** (19.3857)	22.3856 ** (18.3865)	24.5605 ** (19.6277)	26.4667 ** (20.4742)	24.1455 ** (18.5554)
虚拟变量 2 (DUMMY2)	- 0.7372 ** ( - 8.0100)	22.8521 ** (19.5599)	21.8255 ** (18.5886)	24.1281 ** (19.9568)	25.9724 ** (20.7750)	23.5951 ** (18.7203)
换手率关联变量 1 (IV1)	- 0.0058 ( - 0.7255)	- 0.0371 ** ( - 4.6781)	- 0.0356 ** ( - 4.4796)	- 0.0377 ** ( - 4.7612)	- 0.0357 ** ( - 4.5235)	- 0.0363 ** ( - 4.6241)
换手率关联变量 2 (IV2)	- 0.0062 ** ( - 3.5627)	- 0.0109 ** ( - 6.2983)	- 0.0108 ** ( - 6.2664)	- 0.0118 ** ( - 6.7896)	- 0.0111 ** ( - 6.4336)	- 0.0110 ** ( - 6.4449)
流通市值 (LNSIZE)		- 1.1402 ** ( - 19.9894)	- 1.0988 ** ( - 19.2201)	- 1.2660 ** ( - 20.8000)	- 1.3656 ** ( - 21.6723)	- 1.2253 ** ( - 19.2212)
帐面/市值比 (BE/ME)			0.0015 ** (4.5513)	0.0024 ** (6.2247)	0.0019 ** (4.6955)	0.0014 ** (3.6327)
流通股比例 (OUTSHARE)				0.0196 ** (6.4762)	0.0157 ** (5.2322)	0.0108 ** (3.5662)
收益/价格比 (E/P)					0.1167 ** (6.7272)	0.2403 ** (9.2990)
收益/价格比虚拟变量 (DE/P)					0.2864 * (1.9260)	- 0.3394 * ( - 1.8969)
每股收益 (EPS)						- 1.7861 ** ( - 6.8275)

注：\*\*和\*分别表示双尾t-检验值在5%和10%水平上统计显著。

表 4 和表 5 的估计结果还表明 ,流通股市值、账面/市值比、收益/价格比、每股收益以及流通股比例对横截面预期收益的解释力与前面多因素线性回归的结果基本一致。但是 ,收益/价格比虚拟变量系数的符号在回归方程加入每股收益前为正 ,而在加入每股收益后为负 (仅在 10 %的水平上统计显著)。可见 ,每股收益变量涵盖了收益/价格比虚拟变量所要抓住的市盈率符号问题。当回归方程未含有每股收益时 ,市盈率为负的企业总体上具有较高的预期收益 ;加入每股收益后 ,市盈率符号对预期收益的影响直接反映在每股收益中 ,每股收益越小 ,预期收益越大。最后一组回归将收益/价格比虚拟变量和每股收益分开 ,结果与前面各项回归完全一致。因此 ,收益/价格比虚拟变量并未给本文的分析带来任何统计问题 ,影响我国股市横截面收益的因子与影响发达国家或其它新兴市场的基本相同。

表5 资产收益率与换手率多因素分段线性回归系数估计值的平均值及其统计检验(5组,LR法)

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
虚拟变量 1 (DUMMY1)	- 0.5410 <sup>*</sup> (- 1.7666)	23.4417 <sup>**</sup> (18.6353)	22.3319 <sup>**</sup> (17.6424)	24.5862 <sup>**</sup> (18.9178)	26.4423 <sup>**</sup> (19.7288)	24.4323 <sup>**</sup> (18.1566)
虚拟变量 2 (DUMMY2)	0.1290 (0.1981)	22.4606 <sup>**</sup> (16.2593)	21.4035 <sup>**</sup> (15.4378)	23.4851 <sup>**</sup> (16.5914)	25.3826 <sup>**</sup> (17.5185)	23.6493 <sup>**</sup> (16.2637)
虚拟变量 3 (DUMMY3)	- 0.3079 (- 0.4270)	22.0884 <sup>**</sup> (15.6458)	21.0436 <sup>**</sup> (14.8665)	22.9848 <sup>**</sup> (15.8696)	25.0394 <sup>**</sup> (16.9298)	23.3048 <sup>**</sup> (15.7575)
虚拟变量 4 (DUMMY4)	0.2692 (0.4684)	22.0106 <sup>**</sup> (16.6972)	20.9624 <sup>**</sup> (15.8327)	23.2453 <sup>**</sup> (17.1868)	25.2822 <sup>**</sup> (18.1644)	23.2222 <sup>**</sup> (16.6079)
虚拟变量 5 (DUMMY5)	- 0.7921 <sup>**</sup> (- 4.3727)	22.4579 <sup>**</sup> (19.0458)	21.4460 <sup>**</sup> (18.0709)	23.8076 <sup>**</sup> (19.4843)	25.5526 <sup>**</sup> (20.2629)	23.4371 <sup>**</sup> (18.4655)
换手率关联变量 1 (IV1)	- 0.0059 (- 0.2468)	- 0.0655 <sup>**</sup> (- 2.8291)	- 0.0645 <sup>**</sup> (- 2.7850)	- 0.0659 <sup>**</sup> (- 2.8544)	- 0.0615 <sup>**</sup> (- 2.6519)	- 0.0650 <sup>**</sup> (- 2.8328)
换手率关联变量 2 (IV2)	- 0.0155 (- 0.4622)	- 0.0437 (- 1.3394)	- 0.0420 (- 1.2934)	- 0.0429 (- 1.3229)	- 0.0380 (- 1.1781)	- 0.0474 (- 1.4733)
换手率关联变量 3 (IV3)	- 0.0087 (- 0.3181)	- 0.0236 (- 0.8755)	- 0.0265 (- 0.9892)	- 0.0296 (- 1.1018)	- 0.0239 (- 0.8988)	- 0.0274 (- 1.0380)
换手率关联变量 4 (IV4)	- 0.0380 <sup>**</sup> (- 2.2368)	- 0.0439 <sup>**</sup> (- 2.6120)	- 0.0441 <sup>**</sup> (- 2.6310)	- 0.0479 <sup>**</sup> (- 2.8684)	- 0.0490 <sup>**</sup> (- 2.9611)	- 0.0469 <sup>**</sup> (- 2.8366)
换手率关联变量 5 (IV5)	- 0.0052 <sup>**</sup> (- 2.3060)	- 0.0087 <sup>**</sup> (- 3.8746)	- 0.0088 <sup>**</sup> (- 3.8975)	- 0.0097 <sup>**</sup> (- 4.2765)	- 0.0089 <sup>**</sup> (- 3.9881)	- 0.0092 <sup>**</sup> (- 4.1587)
流通市值 (LNSIZE)		- 1.1325 <sup>**</sup> (- 19.8338)	- 1.0919 <sup>**</sup> (- 19.0689)	- 1.2625 <sup>**</sup> (- 20.6941)	- 1.3644 <sup>**</sup> (- 21.6048)	- 1.2381 <sup>**</sup> (- 19.4390)
帐面/市值比 (BE/ME)			0.0015 <sup>**</sup> (4.5704)	0.0025 <sup>**</sup> (6.2769)	0.0019 <sup>**</sup> (4.7999)	0.0018 <sup>**</sup> (3.7345)
流通股比例 (OUTSHARE)				0.0202 <sup>**</sup> (6.6952)	0.0165 <sup>**</sup> (5.4884)	0.0121 <sup>**</sup> (4.0009)
收益/价格比 (E/P)					0.1165 <sup>**</sup> (6.7013)	0.2292 <sup>**</sup> (9.0109)
收益/价格比虚拟变量 (DE/P)					0.2781 <sup>*</sup> (1.8689)	
每股收益 (EPS)						- 1.4320 <sup>**</sup> (- 6.3847)

注: \*\*和\*分别表示双尾t-检验值在5%和10%水平上统计显著。

## 五、深层思考与总结

流动性反映资产的交易能力和变现速度,是证券市场的生命力所在(Kyle, 1985),也是衡量一国股市发展水平的重要指标。从理论上说,流动性与资产定价是密切相关的:资产流动性小,买卖信息传播慢,供求难以达到平衡,交易成本大,投资者的期望收益也就高。从实证上看,使用不同的计量方法或样本数据验证流动性溢价理论所得到的结果不同。

本文从换手率的角度衡量流动性,发现我国股市存在显著的流动性溢价:在回归分析中,无论是否加入规模、账面/市值比、收益/价格比、每股收益和流通股比例等控制变量,资产横截面预期收益与换手率都呈显著的负相关,表明流动性是资产定价的因素之一。

通过检验交易频率零假设与交易成本备择假设,本文进一步发现预期收益是换手率的分段线性和整体凸性减函数,表明流动性溢价来自交易成本而不是交易频率。对此,本文解释如下:我国股市的平均换手率在国际上名列前茅,但这并不意味着我们的流动性是世界最好的。反之,我国股市投机性浓,炒作之风长期盛行,存在诸多尚未彻底解决的难题,上市公司信息披露、交易机制和监管体系正在不断改善和逐渐成熟之中。因此,作为衡量流动性的一个指标,换手率虽然可以解释资产预期收益的横截面变化,但与交易频率却缺乏一一对应的关系,仅能大致揭示出股票的交易成本,而无法成为资产定价的本质因素。

此外,本文还发现,预期收益与流通市值呈负相关、与账面/市值比呈正相关且与收益/价格比呈正相关,表明影响我国股市横截面收益的因子与影响发达国家或其它新兴市场的基本相同。因此,我国股市并非令人无法捉摸,流动性、规模和价值效应都是影响资产定价的因素。

当然,股市流动性还可用其它指标度量,如通过高频数据估计买卖价差、交易频率和市场效率系数等,研究其它流动性指标与资产定价的关系将是今后的任务。

### 参考文献

- 陈浪南、屈文洲,2000:《资本资产定价模型的实证研究》,《经济研究》第4期。
- 陈信元、张田余、陈冬华,2001:《预期股票收益的横截面多因素分析:来自中国证券市场的经验证据》,《金融研究》第6期。
- 刘海龙、仲黎明、吴冲锋,2002:《B股向境内开放对A、B股流动性影响的分析》,《系统工程学报》第10期。
- 靳云汇、杨文,2002:《上海股市流动性影响因素实证分析》,《金融研究》第6期。
- 屈文洲、吴世农,2002:《中国股票市场微观结构的特征分析——买卖报价价差模式及影响因素的实证研究》,《经济研究》第1期。
- 苏冬蔚,2004:《基于中国股市微观结构的流动性与执行成本分析》,《当代财经》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》第4期。
- 王春峰、韩冬、蒋祥林,2002:《流动性与股票回报:基于上海股市的实证研究》,《经济管理》第24期。
- 吴文锋、芮萌、陈工孟,2003:《中国股票收益的非流动性补偿》,《世界经济》第7期。
- 杨朝军、孙培源、施东晖,2003:《上海股市日内流动性模式解释》,《世界经济》第5期。
- Acharya V. and L. Pedersen, 2003, "Asset Pricing with Liquidity Risk," *London Business School and CEPR Working Paper*.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread," *Journal of Financial Economics* 17, 223—249.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1989, "The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk and Size on Stock Returns," *Journal of Finance* 44, 479—486.
- Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of Financial Markets* 5: 31—56.
- Atkins, A. B. and E. A. Dyl, 1997, "Transactions Costs and Holding Periods for Common Stocks," *Journal of Finance* 52, 309—325.
- Bekaert, G., C. Harvey and C. Lundblad, 2003, "Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets," *Duke University Working Paper*.
- Brennan, M. J. and A. Subrahmanyam, 1996, "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 41, 441—464.

- Brennan, M. J. , T. Chordia and A. Subrahmanyam , 1998 , " Alternative Factor Specifications , Security Characteristics and the Cross-section of Expected Stock Returns , " *Journal of Financial Economics* 49 , 345 —373.
- Chordia, T. , A. Subrahmanyam and V. R. Anshuman , 2001 , " Trading Activity and Expected Stock Returns , " *Journal of Financial Economics* 59 : 3 —32.
- Datar, V. T. , N. Y. Naik and R. Radcliffe , 1998 , " Liquidity and Stock Returns : An Alternative Test , " *Journal of Financial Markets* 1 : 203 —219.
- Easley, D. and M. O 'Hara , 1987 , " Price , Trade Size , and Information in Securities Market , " *Journal of Financial Economics* 19 : 69 —90.
- Eleswarapu, V. R. and M. Reinganum , 1993 , " The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing , " *Journal of Financial Economics* 34 , 373 —386.
- Fama , E. and K. French , 1992 , " The Cross-section of Expected Stock Returns , " *Journal of Finance* 47 : 427 —465.
- Fama , E. and J. D. MacBeth , 1973 , " Risk , Return and Equilibrium : Empirical Tests , " *Journal of Political Economy* 81 : 607 —636.
- Glosten, L. R. and P. R. Milgrom , 1985 , " Bid , Ask and Transaction Prices in A Specialist Market with Heterogeneously Informed Investors , " *Journal of Financial Economics* 14 : 71 —100.
- Haugen, R. A. and N. Baker , 1996 , " Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns , " *Journal of Financial Economics* 41 , 401 —439.
- Jun , S. G. , A. Marathe and H. A. Shawky , 2003 , " Liquidity and Stock Returns in Emerging Equity Markets , " *Emerging Markets Review* 4 , 1 —24.
- Kyle , A. S. , 1985 , " Continuous Auction and Insider Trading , " *Econometrica* 53 : 1313 —1335.
- Litzenberger, R. H. and K. Ramaswamy , 1979 , " The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices : Theory and Empirical Evidence , " *Journal of Financial Economics* 7 : 163 —195.
- O 'Hara , M. , 2003 , " Presidential Address : Liquidity and Price Discovery , " *Journal of Finance* 58 : 1335 —1354.
- Pastor, L. and R. Stambaugh , 2003 , " Liquidity Risk and Expected Stock Returns , " *Journal of Political Economy* 111 : 642 —685.
- Rouwenhorst , K. G. , 1999 , " Local Return Factors and Turnover in Emerging Markets , " *Journal of Finance* 54 : 1439 —1464.
- Su , D. , 1999 , " What Explains the Volatility Difference in Chinese Stock Markets ? " *Pacific-Basin Finance Journal* 7 : 557 —586.

## Liquidity and Asset Pricing : An Empirical Exploration of Turnover and Expected Returns on Chinese Stock Markets

Su Dongwei & Mai Yuanxun

(College of Economics and Center for Research in Micro-finance , Jinan University)

**Abstract:** To explore the empirical relationship between liquidity and expected returns on Chinese stock markets , we test the trading frequency null hypothesis against the transaction cost alternative. We find that liquidity premiums exist in Chinese stock markets - assets with lower turnover ratios , higher transaction costs and hence lower liquidity have higher expected returns. In addition , the trading frequency null can be overwhelmingly rejected in favor of the transaction cost alternative , suggesting that cross-sectional variation in transaction costs is the root cause for liquidity premiums. Finally , we find similar evidence to the U. S. stock markets and elsewhere that small firms and value stocks consistently earn higher liquidity risk-adjusted returns than large firms and growth stocks.

**Key words:** Liquidity , Turnover , Transaction Cost , Asset Pricing , Chinese Stock Markets

**JEL Classification :** G120 , N250 , P340

(责任编辑:王利娜)(校对:晓 鸥)