

学校编码：10384

分类号：____密级____

学号：200242039

UDC_____

学 位 论 文

中国股票市场流动性实证研究

Empirical Study on Liquidity of China Stock Markets

俞 琳

指导教师姓名：郑振龙 教授

申请学位级别：硕 士

专业名称：金 融 学

论文提交日期：2005 年 3 月

论文答辩时间：2005 年 5 月

学位授予单位：厦 门 大 学

学位授予日期：2005 年 月

答辩委员会主席：_____

评 阅 人：_____

2005 年 3 月

厦门大学学位论文原创性声明

兹提交的学位论文,是本人在导师指导下独立完成的研究成果。本人在论文写作中参考的其他个人或集体的研究成果,均在文中以明确方式标明。本人依法享有和承担由此论文而产生的权利和责任。

声明人(签名):

年 月 日

内容摘要

流动性是证券市场微观结构理论研究的领域之一。国外众多的研究成果表明，流动性研究对于资产定价有着重大的意义。但国外这些成果研究的对象大都是发达国家的证券市场，对新兴市场国家证券市场流动性的研究比较罕见。本文则是属于这个方向的一个努力。

本文用中国股票市场的数据，对中国股票市场的流动性及其对资产定价的影响进行了研究。本文主要分为三个部分：

第一部分对国内外文献进行了综述，描述了流动性及流动性的不同维度，给出了衡量流动性的各种类型的指标，并介绍了国内外在流动性衡量、流动性与预期收益率之间的关系及流动性风险方面的最新研究成果。

第二部分是本文的理论框架。通过在传统 CAPM 框架中加入一个流动性成本变量，将其扩展为流动性调整的 CAPM。在这个扩展的 CAPM 模型中，我们可以将流动性风险溢价分解为三个部分进行解释。

第三部分是实证研究部分。本部分先是计算了几种市场流动性的衡量指标，包括价差、深度、广度以及换手率、Amihud 非流动性比率和 RREV 指标。在此基础上，用 ARMA-GARCH 模型对日 Amihud 非流动性比率和日换手率进行拟合。进一步地，以日 Amihud 非流动性比率作为研究对象，研究了流动性与预期收益率之间的关系、流动性风险的系统性以及流动性风险溢价问题。

本文实证研究的结果表明：沪市的流动性要高于深市；市场的流动性会影响市场预期收益率，而这种影响主要是由未被预期到的流动性冲击引起的；深、沪两市的流动性风险都具有系统性；深、沪两市都存在流动性风险溢价，且主要是由个股的非流动性与市场行情的间联动关系引起的。

关键词： 股票市场；流动性；实证研究

Abstract

Liquidity is a subfield of market microstructure theory. Numerous studies from abroad show that liquidity bears some implications to asset pricing. But most of these studies focus on developed security markets. The liquidity in Emerging Security Markets has rarely been investigated. We try to make some efforts in this direction.

With the data from China stock markets, we conduct empirical study on China stock markets' liquidity, and its' implication to asset pricing as well. This paper can be divided into three parts:

In part 1, the previous literatures have been reviewed, and the definition as well as various dimensions of liquidity has also been investigated. Then, we described various measures on liquidity, and introduced the latest researches on liquidity measuring, liquidity's impact on expected return and liquidity risk.

In part 2, we construct a theoretical framework for this paper. By adding a liquidity cost variable into the traditional CAPM, we expanded it to a Liquidity-Adjusted CAPM. In this expanded model, we can decompose liquidity risk premium into three types.

In part 3, we conduct empirical study on china stock markets. First, we calculate spread, depth, breadth, turnover rate, Amihud illiquidity ratio and RREV return reversal measure. And then, we model daily Amihud illiquidity ratio and daily turnover rate with ARMA-GARCH. Further, we choose daily Amihud illiquidity ratio to explore the relationship between liquidity and expected return, the market-wide liquidity risk and liquidity risk premium as well.

The main findings of this paper are as follows:

First, we find that the liquidity of SHSE is higher than that of SZSE.

Second, we find that there exists level effect, that is, liquidity per se is related to expected return, which is attributed mainly to unexpected liquidity shock.

Third, we find evidences of liquidity risk premium in both SHSE and SZSE, and the premium is mainly due to co-movement between individual liquidity and market return.

Keywords: Stock Market; Liquidity; Empirical Study

目录

引言

第一章 流动性的定义及相关文献评述

第一节 流动性的定义与维度

第二节 文献评述——国外部分

一、流动性的衡量

二、流动性与收益率

三、流动性风险的系统性及流动性风险溢价

第三节 文献评述——国内部分

第二章 理论框架

第三章 实证研究

第一节 深、沪两市的市場交易机制

第二节 数据和样本的选择

第三节 研究设计

第四节 流动性的衡量

第五节 用 ARMA-GARCH 对流动性建模

第六节 流动性与收益率关系的实证研究

第七节 流动性风险的系统性

第八节 流动性风险溢价

第四章 结论

参考文献

附录

后记

Contents

Introduction

1 Definition of Liquidity and Literature Review

1.1 Definition of Liquidity and Liquidity's Dimension

1.2 International Literature Review

1.2.1 Measuring liquidity

1.2.2 Liquidity and Return

1.2.3 Commonalities in liquidity and liquidity premia

1.3 Domestic Literature review

2. Theoretical framework

3. Empirical Study

3.1 Trading Mechanism of SHSE and SZSE

3.2 Choosing Data and Sample

3.3 Research Design

3.4 Measuring Market Liquidity

3.5 Modeling Liquidity with ARMA-GARCH

3.6 Empirical Study on the Relationship of Liquidity and Return

3.7 Commonalities in Liquidity

3.8 Liquidity Premium

4. Conclusion

Reference

Appendix

Acknowledgement

图表目录

- 图 1 市场反应曲线
- 图 2 沪市买卖价差
- 图 3 深市买卖价差
- 图 4 沪市比例价差
- 图 5 深市比例价差
- 图 6 沪市比例价差
- 图 7 深市比例有效价差
- 图 8 沪市深度和广度
- 图 9 深市深度和广度
- 图 10 沪市日交易金额和换手率
- 图 11 深市日交易金额和换手率
- 图 12 沪市日 Amihud 非流动性比率
- 图 13 深市日 Amihud 非流动性比率
- 图 14 沪市月换手率
- 图 15 深市月换手率
- 图 16 沪市月 Amihud 非流动性比率
- 图 17 深市月 Amihud 非流动性比率
- 图 18 沪市 RREV 收益反转指标
- 图 19 深市 RREV 收益反转指标
- 图 20 沪市日 Amihud 非流动性比率的自相关图
- 图 21 深市日 Amihud 非流动性比率的自相关图
- 图 20 沪市日换手率的自相关图
- 图 21 深市日换手率的自相关图
- 图 22 沪市流动性 β 显著百分比
- 图 23 深市流动性 β 显著百分比
- 图 24 沪市流动性指标主成分分析结果
- 图 25 深市流动性指标主成分分析结果
- 附图 1 沪市市场收益率
- 附图 2 深市市场收益率

- 表 1 深度和广度
- 表 2 沪市各流动性指标的统计量
- 表 3 深市各流动性指标的统计量
- 表 4 沪市各流动性指标值的相关系数
- 表 5 深市各流动性指标值的相关系数
- 表 6 深、沪两市各流动性指标的均值差异检验
- 表 7 深、沪两市的日换手率和日 Amihud 非流动性比率
- 表 8 深、沪两市的月换手率、月 Amihud 非流动性比率和 RREV 收益反转指标
- 表 9 深、沪两市日流动性指标间的相关系数
- 表 10 深、沪两市月流动性指标间的相关系数
- 表 11 深、沪市日 Amihud 非流动性比率和日换手率的单位根检验
- 表 12 沪市日 Amihud 非流动性比率的 ARMA-GARCH 模型参数的最大似然估计
- 表 13 深市日 Amihud 非流动性比率的 ARMA-GARCH 模型参数的最大似然估计
- 表 14 沪市日换手率的 ARMA-GARCH 模型参数的最大似然估计
- 表 15 深市日换手率的 ARMA-GARCH 模型参数的最大似然估计
- 表 16 沪市日 Amihud 非流动性比率及日换手率和市场日超额收益率的相关系数
- 表 17 深市日 Amihud 非流动性比率及日换手率和市场日超额收益率的相关系数
- 表 18 深、沪两市日 Amihud 非流动性比率及日换手率的 AR(1)参数估计
- 表 19 市场流动性与市场超额收益率
- 表 20 深、沪两市流动性 β 显著比例
- 表 21 沪市各年流动性指标前七个主成分的方差贡献率
- 表 22 深市各年流动性指标前七个主成分的方差贡献率
- 表 23 沪市第一类流动性风险溢价的检验（等权组合）
- 表 24 沪市第一类流动性风险溢价的检验（加权组合）
- 表 25 沪市第二类流动性风险溢价的检验（等权组合）

表 26 沪市第二类流动性风险溢价的检验（加权组合）

表 27 沪市第三类流动性风险溢价的检验（等权组合）

表 28 沪市第三类流动性风险溢价的检验（加权组合）

表 29 深市第一类流动性风险溢价的检验（等权组合）

表 30 深市第一类流动性风险溢价的检验（加权组合）

表 31 深市第二类流动性风险溢价的检验（等权组合）

表 32 深市第二类流动性风险溢价的检验（加权组合）

表 33 深市第三类流动性风险溢价的检验（等权组合）

表 34 深市第三类流动性风险溢价的检验（加权组合）

附表 1 深、沪两市各年的样本股个数（筛选后的）

附表 2 一年期存款利率历次变动表

附表 3 深、沪两市 BM 组合和规模组合的均值

附表 4 沪市日 Amihud 非流动性比率与深度、广度及各种价差的相关系数

附表 5 深市日 Amihud 非流动性比率与深度、广度及各种价差的相关系数

引 言

流动性是证券市场的一个重要属性，是证券市场的生命力所在。一个高度流动的市场，有利于信息迅速地反映到价格当中，从而更好地发挥证券市场资源配置的作用，引导资源准确、迅速地配置到最优的用途中去¹。一个高度流动的市场，有利于投资者动态地调整投资组合，实现风险分散和资产的最优配置，从而增加社会整体的福利水平。

尽管流动性在现实中具有如此重要的意义，但它在近 10 多年来才逐渐受到理论界的关注。从国外文献的情况我们可以发现，大部分关于市场流动性的文献都是在 20 世纪 90 年代以后才发表出来的，而在此前的研究当中，市场都被假设成是完全流动的。金融学中一些最重要的定理，像米勒和莫迪格利安利的 MM 定理（Miller-Modigliani, 1958）、夏普-林特纳的 CAPM 模型（Sharpe, 1964; Lintner, 1965）以及罗斯的 APT 模型（Ross, 1976）都是建立在市场无摩擦的假设之上。尽管这些定理都可以扩展到市场存在摩擦的情况，但却很少人做这方面的努力。

德姆塞茨（Demsetz, 1968）首次对证券交易成本进行了研究。此后，关于这方面的实证研究开始逐渐多起来，到了 90 年代以后，开始出现了大量的研究市场流动性的文献。首先，最明显的就是反映在衡量市场流动性指标的增加上。由于流动性不同于收益和风险，它是一个包含多个层面因素的概念，很难用单一指标进行衡量，因此，众多的学者从不同的角度，设计了各种反映市场流动性的指标，有最早也是最常用的买卖价差，到交易量，换手率，Amivest 比率，Amihud 比率等等。流动性研究的对象也由股票市场扩大到债券市场、期货市场、期权市场等。近年来，更多的学者开始关注流动性风险是否是系统性风险的问题，众多的学者都发现了个股流动性变动存在共性(commonality)的证据，这就说明流动性风险是一种不可分散的风险。但遗憾的是，关于市场流动性方面的理论工作还没有取得突破性的进展，因此，市场流动性问题也未能被纳入当今主流的资产定价的框架中去。尽管如此，实证方面所取得的成绩已经让流动性问题越来越受到理论界的重视。

国内对市场流动性的研究尚处于起步阶段。近两年来，已经逐渐开始有一些介绍和研究流动性的文献，但主要都是集中在定性研究和对流动性的衡量方面。然而，我们的研究不能

¹ 实际上，资源配置功能正是证券市场最重要的功能之一。从理论上说，通过理性投资者之间不断的交易，导致资金在不同证券上的分配，从而引导资源分配到各行业中最能有效地运用资金的公司中去。然而，在现实当中，市场中总是存在各种交易成本的，这些交易成本的存在会干扰价格信号发挥作用，导致资源的最优配置无法实现。但是，如果市场是高度流动的，交易成本也就很小，所以资源可以近似达到最优的配置。

仅停留在对流动性的定性描述和流动性的衡量上，国外近来的研究表明，市场流动性对于资产定价有重大的意义：

1、可以预测收益率。Fama 的有效市场理论认为，股票价格是随机游走的。然而，大量的文献发现，股票价格（或收益率）是可以预测的。Cootner(1964)，Fama(1964)，Jegadeesh(1990)，Lehmann(1990)，以及 Kaul 和 Nimalendran(1990)发现，周股票回报和月股票回报存在反转效应。究竟是什么引起了这种短期内的收益反转，目前仍处于争论之中²。而大量的关于流动性的实证研究表明，不论是对于市场、组合还是个股，（非）流动性对收益率都有很强的预测能力。Acharya 和 Pedersen(2003) 和 Amihud(2002) 发现市场非流动性具有很强的持续性，因此可以预测未来的市场收益率。Jones(2002) 用 100 年的道·琼斯成分股票的买卖价差数据，同样发现个股的流动性对个股收益有很强的预测能力。

2、可能解释股权溢价之谜(Mehra 和 Prescott,1985) 和动能效应(Jegadeesh 和 Titman,1993)。股权溢价之谜和动能效应是对资产定价理论的一个最大挑战(Fama 和 French,1996; Fama,1998)。动能交易策略所带来的超常回报至今还无法用资产定价理论解释(Grundy 和 Martin,2001; Jegadeesh 和 Titman,2001)。Swan(2002)构造了一个内生的市场交易模型，发现股权和国债间的交易成本和流动性差异恰好可以解释股权溢价。Pastor 和 Stambaugh(2003)则发现流动性风险溢价可以解释动能效应³。

3、流动性风险具有系统性的特征，因此市场流动性可以作为一个状态变量被纳入到资产定价的范畴。

在传统的 Markowitz 的均值一方差分析框架中，人们只关心资产的回报和方差，但却忽略了一个影响回报实现的很重要的因素—资产的流动性问题。流动性风险的提出可能导致资产组合理论革命性的变化，扩展了资产组合选择时需要考虑的因素。

此外，对流动性的研究还具有重大的现实意义：

非流动性是对套利的一个重大限制。如果证券是非流动的，那么投资者可能就无法实现他的最优投资组合，无法获得由分散化带来的潜在利益。

² Conrad, Kaul 和 Nimalendran(1990)，Conrad, Gultekin 和 Kaul(1997)以及 Jegadeesh 和 Titman(1995)认为市场微结构因素，如存货成本、买卖价差等引起了这种反转效应；而 Copper(1999)和 Mase(1999)则认为市场的过度反应和校正（信念反转）导致了月回报的可预测性。

³ Pastor 和 Stambaugh(2003)用 1966.1-1999.12 纽约证交所和美国证交所的数据，发现在整个 34 年的样本期内，流动性风险溢价可以解释一半的动能效应；而在 1983.1-1999.12 这个子样本期内，流动性风险溢价则可以完全解释动能效应。

对于现实生活中的个人投资者来说，流动性的高低直接影响到投资者进行交易的难易程度，进而影响到投资者的投资决策。在一个高度流动的市场中，投资者能够以较低的成本迅速地完成交易，在急需资金的情况下就能够比较容易地变现自己所持有的证券并获得资金，这样，他们就可以将资产中的更大一部分投资到证券市场上，以获取更高的回报。而在低流动性的市场上，这样做就面临着很大的风险，因为证券无法及时变现或变现时的大幅贴水（要以很低的价格才能及时将手中所持有的证券变现以获得所需资金），会给投资者带来巨大的效用损失。

而对于机构投资者（比如基金公司）来讲，在高流动性的市场上他们可以容易地调整资产组合的头寸，因此可以采取积极的组合管理策略，以争取获得高于市场的回报。但在低流动性的市场上，可能调整组合的成本大大超过了所能带来的收益，或者是无法根据风险状况对组合头寸及时地进行调整，从而造成损失，因而采取消极的组合管理策略可能是更优的。不仅如此，流动性的不可预测性也是导致机构投资者发生损失的一个重要因素，1998年，由诺贝尔奖获得者Scholes和Merton⁴管理的长期资本管理公司由于经营不善而被接管，其最主要的原因就是他们持有了大量非流动的，难以变现的资产组合。

对于筹集资金的企业来说，一个高度流动的二级市场将使其在一级市场上发行的证券更具有吸引力，从而使他们能够更顺利地发行证券，而且投资者索取的流动性溢价也会比较低，从而他们就能以更低的成本发行证券。

对于货币当局来说，市场流动性的高低则会影响到货币政策执行的效果。一个高度流动的市场使货币政策能够更有效地得到传导，这样，货币当局就能通过货币政策更有效地对经济进行调控。同时，证券市场的高流动性还有利于保证市场的稳定。

本文同时使用高频数据（2001-11-26—2002-12-30）和日数据（1994-01-03—2002-12-30）对中国股票市场的流动性进行了研究。

本文的主要创新之处在于：

- 1、计算出多种衡量流动性的指标，基本上刻画了中国股票市场流动性的各个维度，包括紧密度、深度、广度和弹性。在此基础上，对深、沪两市的流动性水平进行了比较、分析。

⁴ Scholes (Myron Scholes)和 Merton (Robert C. Merton)是 1997 年的诺贝尔经济学奖得主，获奖原因是他在期权定价理论方面作出了杰出的贡献。

2、用ARMA-GARCH模型对流动性指标进行建模，详细地刻画了中国股票市场流动性的时间序列特征。有了这些模型，我们不仅可以更好地了解市场流动性随时间变化的特征，而且还可以对市场流动性进行预测。

3、将非流动性分解为被预期到部分和未被预期到部分，研究我国流动性溢价的来源。

4、将流动性风险分解为3个部分，并采用类似Fama-French的方法对3种流动性风险是否存在风险溢价进行了检验。

另外，由于国外大部分的学者都是用美国等一些发达国家的数据来分析流动性问题，本文用中国的数据对流动性问题进行实证分析，则可以避免数据挖掘问题（data snooping, Lo and MacKinlay, 1990），从而更好地对国外学者的研究成果进行验证。

第一章 流动性定义及相关文献评述

第一节 流动性的定义与维度

要对流动性下一个准确、全面的定义是相当困难的。正如Baker（1996）所指出的：“并不存在一个清晰的，理论上完全正确的或是被广泛接受的流动性的定义”。

国外的许多学者对流动性下了各种各样不同的定义。Keynes(1930)和Hicks (1962)对流动性的定义是“市场价格将来的波动性”或者“立即执行一笔交易的可能性”。O'hara（1995）认为，流动性就是“立即完成交易的价格”（the price of immediacy）。Amihud和Mendelson（1989）认为，流动性即在一定时间内完成交易所需的成本，或寻找一个理想的价格所需用的时间。Massimb和Phelps（1994）把流动性概括为“为进入市场的委托提供立即执行交易的一种市场能力（通常称为“即时性”）和执行小额市价委托时不会导致市场价格较大幅度变化的能力（通常称为“市场深度”或“弹性”）。Glen（1994）把流动性界定为迅速交易且不造成大幅价格变化的能力。Schwartz（1988）认为流动性是以合理价格迅速成交的能力。Lippman和McCall（1986）则指出，若某资产能以可预期的价格迅速出售，则该资产具有流动性。Black（1971）指出，市场有流动性是指任何数量的证券均可立即买进或卖出，或者说小额买卖可按接近目前市场价格、大额买卖在一定时间内可按平均接近目前市场价格成交。

这些学者的定义实际上是从不同的维度衡量了市场流动性。这些维度的重要性是会随着时间而改变的。比如在市场相对稳定的时期，市场的流动性主要体现在它的交易成本上；而

当市场处于萧条期，基本面发生了显著的变化，那么价格发现功能和实现新的均衡的速度就显得更为重要了。

一般来说，可以从五个维度来衡量市场的流动性：（1）紧密度（tightness）；（2）即时性(immediacy)；（3）深度(depth)；（4）广度(breadth)；（5）弹性(resiliency)。紧密度指的是交易成本方面的，比如买卖价差，以及一些隐性的成本。即时性指的是委托执行的速度（包括清算），它反映了交易、清算和结算系统的效率。深度指的是市场上存在的高于目前证券成交价格 and 低于目前证券成交价格的委托的总数量（包括实际的买者和卖者以及可以很容易辨别的买者和卖者）。广度指的是在目前的最优买价和最优卖价水平上的委托数量。弹性指的是由于一定数量的交易导致价格偏离均衡水平后恢复均衡价格的速度。流动性的这五个方面在某种程度上是相互重合的，而有时却又是相互矛盾的。

例如，通过将一笔大额的交易分割为若干小额的交易，可以最小化其对交易价格的影响，因而，市场的深度从一定程度上可以弥补市场广度的不足，表1显示了深度和广度的区别。图1（市场反应曲线）给出了广度、深度和紧密度的图示。反应曲线的斜率反映了市场吸纳大额交易的能力，曲线越陡（即斜率越大），说明市场上的限价委托的数量越少，因而对于同样的一笔交易，其价格影响就越大，反映市场上缺乏流动性。当然，真正的市场反应曲线不一定是图中所示的线性形式。而且，它也不是静态的，交易者愿意等待的时间越长，市场上到达的限价委托就越多，曲线就越平。

表 1 深度和广度

市场类型	1	2	3	4
买价	窄且浅	窄且深	宽且浅	宽且深
\$50	100	100	500	500
\$49	200	200	500	500
\$48	0	300	0	700
\$47	0	300	0	900
\$46	0	300	0	1500

资料来源于Abdourahmane Sarr and Tonny Lybek(2002)

另外，市场越具有深度，其弹性就越好，因为表明投资者潜在的交易意愿比较强，当价格受到冲击偏离均衡价格时，就会有大量的委托涌入，使价格恢复到原来的均衡水平。同样，市场越具有深度和广度，市场的即时性也就越好。

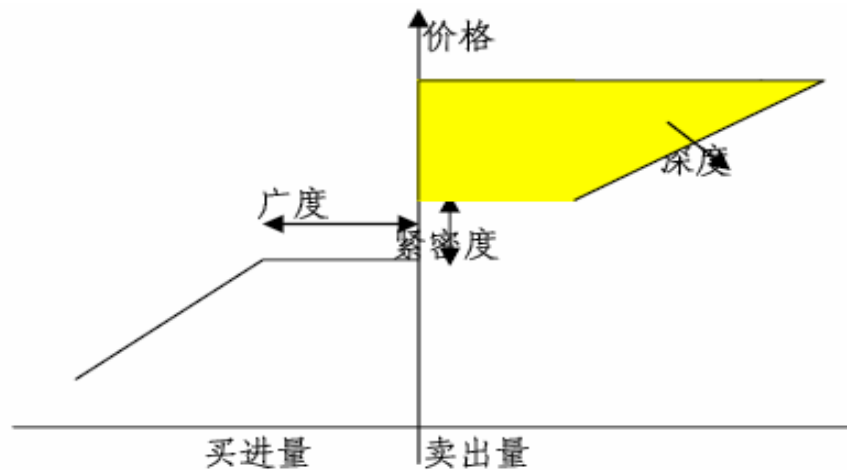


图 1 市场反应曲线

第二节 文献评述——国外部分

尽管在国外市场流动性的研究还是一个新领域，但是，近年来关于流动性的研究已经取得了卓有成效的成果，研究的对象不仅包括股票市场的流动性，还包括债券市场的流动性，甚至包括期货和期权市场的流动性，研究的问题也从原来的单纯研究流动性衡量问题扩展到研究流动性对资产定价的影响。对于这么丰硕的研究成果，本节从流动性的衡量、流动性与收益率间的关系以及流动性风险的系统性和流动性风险溢价三个方面尽可能地进行全面地疏理。

一、流动性的衡量

由于流动性定义本身的复杂性，所以很难像衡量风险与收益那样，用一个单一的指标进行衡量。事实上，由于不同的学者对流动性的定义理解不同，给出的指标往往也是各不相同，因此，就出现了五花八门的衡量流动性的指标。在这里，我们分门别类地对一些常用的流动性衡量指标进行介绍。

（一）价格型指标

1、佣金率：佣金收入除以交易金额(Jones,2000)，反映投资者在交易过程中所付出的佣金费用。这是一个比较粗糙的衡量指标，也比较少有学者使用这个指标。Jones（2000）为了研究美国股票市场 100 年的流动性，用佣金率指标来近似替代交易成本。

2、价差指标(Amihud 和 Mendelson, 1986; Ho 和 Stoll, 1983; Glosten 和 Milgrom, 1985)。这是一个最常用的流动性衡量指标，主要包括以下四种指标：

(1) 买卖报价价差（绝对价差）：

$$S = P_A - P_B \quad (1)$$

其中 P_A 是最优买价， P_B 是最优卖价。

从理论上讲，最小的买卖价差就是所允许的最小价格升降档位。但事实上，在很多市场（特别是流动性差的市场），买卖价差通常大于最小价格升降档位。

买卖价差包含了三个方面的成本：逆向选择成本（adverse selection cost）、订单处理成本（order processing cost）和存货成本（inventory holding cost）。

在做市商市场，逆向选择成本实际上是对提供流动性的交易商（做市商）的一种补偿，因为交易商在提供流动性时可能面临与知情交易者进行交易的风险（Copeland和Galai, 1983）。简单地说，逆向选择成本就是由于拥有私人信息的交易者提交订单后所导致的交易商（做市商）对股票价值预期的修正（Brennan和Subrahmanvam, 1996）。在竞价市场，逆向选择成本是对流动性提供者（下达限价订单的交易者）的一种补偿。逆向选择成本通常与该笔交易规模成正比。

存货成本是指交易商（做市商）管理存货的成本，即交易商需要根据订单流的不断变化情况而更新报价以确保一个稳定的存货水平。

订单处理成本是交易商撮合买卖双方订单的固有成本（Tonic, 1972），主要是提供交易服务的成本（工资、软硬件等）。在竞价市场，订单处理成本通常低于做市商市场，因此，竞价市场的买卖价差中的订单处理成本因素也低于做市商市场。

买卖价差是衡量流动性的一个简便的指标，但也存在很多局限性，它既不能反映由于大额交易造成的价格变化所带来的影响，也无法反映交易在价差内成交和价差外成交的情况。同时，一般来说，价格高的股票相应的价差也较大，而绝对价差没有考虑股票价格的因素，因此，不同股票之间的流动性难以进行比较。

由于买卖价差本身诸多的局限性，所以就产生了以下几种校正的价差指标。

(2) 比例价差:

$$\bar{S} = (P_A - P_B) / \frac{1}{2}(P_A + P_B) \quad (2)$$

其中 P_A 是最优买价， P_B 是最优卖价。比例价差通过将价差表示为股票价格的一定百分比，从而克服了买卖价差没有考虑股票价格因素的缺点，便于对不同股票之间的流动性进行比较。

(3) 有效价差:

$$S' = P_t - \frac{1}{2}(P_A + P_B) \quad (3)$$

其中 P_A 是最优买价， P_B 是最优卖价， P_t 是时刻 t 的成交价。有效价差反映订单成交的平均价格和订单到达时买卖价差的中点之间的差额。有效衡量订单的实际执行成本，在一定程度上克服了买卖价差不能反映订单在买卖价差之内和之外成交的情况。

(4) 比例有效价差:

$$\bar{S}' = \left(P_t - \frac{1}{2}(P_A + P_B) \right) / P_t \quad (4)$$

其中 P_A 是最优买价， P_B 是最优卖价， P_t 是时刻 t 的成交价。比例有效价差是在有效价差的基础上对股票价格进行了校正。

3、市场影响成本(Amihud, 2002; Brennan 和 Subrahmanyam, 1996; Glostern 和 Harris, 1988; Kyle, 1985; Pastor 和 Stambaugh, 2003)

(1) Kyle(1985)的 λ

Kyle(1985)的模型考察了买(卖)方发起的交易引起的价格上升(下跌)，即价格变化与交易量所构成的曲线的斜率。计算方法通常是分析一个固定时间间隔内的净交易量对价格变化的影响。该指标考虑到了大宗交易和系列交易的情况，同时还考虑到了买卖价差的深度指标，因此为衡量市场流动性提供了一个相对完整的指标。Kyle(1985)的价格冲击模型可表示为下式:

$$P = \mu + \lambda y, D = \frac{1}{\lambda} \quad (5)$$

其中， P 为证券的价格， y 为交易量， μ 为证券的真实价值， λ 为方程的回归系数。 D 为市场深度，是 λ 的倒数。 λ 反映了价格对交易量的敏感度， λ 越小，则价格对交易量越不敏感，交易量对价格的冲击就越小，市场流动性越高；反之， λ 越大，则交易量对价格的冲击越大，市场流动性越小。

(2) Brennan 和 Subrahmanyam(1996), Glostern 和 Harris(1988)

$$\Delta p_t = \lambda q_t + \psi [D_t - D_{t-1}] + y_t \quad (6)$$

$\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ 表示日价格变动额；

q_t 表示订单数量（深度）；

D_t 代表交易方向，当一笔交易为买方驱动时，其取值为 1；若是卖方驱动，则取值为 -1。

y_t 为扰动项；

λ 和 ψ 是待估计的参数，估计出来的 λ 代表市场影响成本（可变成本）， ψ 则代表买卖价差（固定成本）。 $\lambda q + \psi$ 为总交易成本， ψ 值越大，则价格变化越容易受到交易方向变化的影响； λ 值越大，则价格越容易受交易量的影响。也就是说， λ 和 ψ 值越大时，则交易成本越高，流动性越低。

(3) Amihud(2002)的非流动性比率

$$Illiq_{i,t} = |r_{i,t}| / V_{i,t} ; \quad (7)$$

$Illiq_{i,t}$ 表示第 i 只股票在 t 日的非流动性比率；

$r_{i,t}$ 表示第 i 只股票在 t 日的收益率；

$V_{i,t}$ 表示第 i 只股票在 t 日的交易金额；

市场的非流动性比率就是个股非流动性比率的算术平均：

$$Illiq_t = 1/N_t \cdot \sum_{i=1}^{N_t} Illiq_{i,t} \quad (8)$$

$Illiq_t$ 表示 t 日市场的非流动性比率； N_t 表示 t 日的股票数量。

$Illiq_t$ 指标衡量一定交易量引起价格变动幅度的大小，它实际上是 Amivest 流动性比率⁵的倒数。 $Illiq_t$ 越大，说明一定交易量引起的价格变动幅度越大，则流动性越差；反之， $Illiq_t$ 越小，则流动性越好。

在计算市场流动性指标时，由于 Amihud 非流动性比率分母中的交易额会随着市值规模的扩大而不断增加，因此会导致该指标值不断下降。为了消除由此带来的影响，我们按照 Pastor 和 Stambaugh(2003)的方法对 Amihud 非流动性比率进行了调整。

$$Illiq_t = (m_t / m_1) * \sum_{i=1}^{N_t} Illiq_i \quad (9)$$

m_1 是期初（在本文中就是 1994 年 1 月 3 日）的（流通）市值总规模；

m_t 是 t 日的（流通）市值总规模；

(4) Pastor 和 Stambaugh(PS, 2003)的收益反转指标

该指标反映订单流所导致的短期价格波动。

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} \cdot r_{i,d,t} + rrev_{i,t} \cdot sign(r_{i,d,t}^e) V_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \quad (10)$$

$rrev_{i,t}$ 就是收益反转指标；

$r_{i,d,t}$ 是第 i 只股票在第 t 月的 d 日的收益率；

$r_{i,d,t}^e = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ ，表示 $r_{i,d,t}$ 与当日的市场收益率 $r_{m,d,t}$ 之差；

$sign(r_{i,d,t}^e)$ 表示 $r_{i,d,t}^e$ 的符号；

$V_{i,d,t}$ 是第 i 只股票在第 t 月的 d 日的交易金额。

市场的收益反转指标就是个股收益反转指标的算术平均：

⁵ Amivest 流动性比率的计算方法为： $Amiv = \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} V_{it}}{\sum_{i=1}^n |\% \Delta P_{it}|}$ 。其中，Amiv 为 Amivest 流动性比率， P_{it} 为 t 日股票 i 的收盘价， V_{it} 为 t 日股票 i 的交易量， $\% \Delta P_{it}$ 为 t 日股票 i 价格变化的百分比。

$$rrev_t = (1/N_t) \cdot \sum_{i=1}^{N_t} rrev_{i,t} \quad (11)$$

尽管方程(10)中用最小二乘法估计出的 $rrev_{i,t}$ 不是其真实值的准确估计,但是经过个股收益反转指标加总而来的市场收益反转指标则相对要比较精确。

由于 $rrev_{i,t}$ 是收益率对交易量进行回归的系数,因而当交易量随着市值的增大而不断增大时,其值会不断变小。为了克服这一问题,我们同样也对收益反转指标进行市值调整:

$$rrev_t = m_t/m_1 \cdot (1/N_t) \cdot \sum_{i=1}^{N_t} rrev_{i,t} \quad (12)$$

由于该指标估计的值通常为负,因此从(10)中我们可以看出,这意味着 t 日的正(负)超额回报会引致 t+1 日的负(正)超额回报,所以该指标被称为收益反转指标。

该指标实际上是一个反应市场弹性的指标,它衡量市场在受到一定交易量 $V_{i,d,t}$ 冲击以后回到均衡水平的速度。 $rrev_{i,t}$ 越小(绝对值越大),说明市场回复均衡的速度越快,市场流动性就越好;反之, $rrev_{i,t}$ 越大(绝对值越小),则市场流动性就越差⁶。

(二) 数量型指标

1、深度: 在现有的各个价位上的限价委托的数量,它表示当前在市场上可供交易的证券数量⁷。深度越大,说明市场上可供交易的证券数量越多,市场的流动性就越好;反之,深度越小,市场流动性越差。

2、广度: 在最优的买价和最优的卖价上的限价委托的数量,它表示当前在市场上能以最优买(卖)价买进(卖出)证券的数量。同样,广度越大,表示市场流动性越好;广度越小,则市场流动性越差。

3、成交额:

$$V = \sum P_i Q_i \quad (13)$$

⁶ 这与 Pastor 和 Stambaugh(2003)对此指标的解释刚好是相反的。他们根据 Campbell, Grossman 和 Wang(1993)的模型及实证结果,认为该指标越小(绝对值越大),则市场流动性越低。但作者认为,这里的收益反转指标是反映市场弹性的一个指标,与 Campbell, Grossman 和 Wang(1993)模型中所描述的是不同的。

⁷ 在深圳和上海股票市场,由于我们一般只能拿到买一到买三,卖一到卖三的委托单数量的数据,因此,本文中的深度实际上是指买一到买三的委托单数量加上卖一到卖三的委托单数量,这跟真正意义上的市场深度会有所偏差。

其中V为成交额，为P_i第i笔交易的价格，Q_i为第i笔交易的数量。

这是一个事后的指标，衡量在最佳买卖价位上成交的数量。

4、换手率：

$$Tn = V / (S * P) \quad (14)$$

V是成交额，S是在外流通的股票总量，P为股票的平均价格。换手率又称交易周转率，是一个衡量证券持有时间的指标。换手率的倒数即证券的持有时间。因此，换手率越大，则表明证券持有时间越短，流动性越大；反之，则流动性越小。

（三）时间型指标

流动性的一个重要概念就是交易的即时性，因此，交易执行时间也是衡量流动性的一个重要方法。时间型指标主要有两个：

一是执行时间，即从订单到达订单得到执行时的时间间隔；

二是交易频率，即在一个特定时间内的交易次数（不考虑交易规模）。

时间性指标的优点是衡量方法十分简便，但是它没有考虑到价格的因素，因此它只是简单地衡量流动性的一维——即时性。

基于时间的另一个指标是弹性指标，即从价格发生变化到恢复均衡价格所需的时间。关于市场弹性学术界还没有一个统一的指标，一种测量方法是用当前最佳卖（买）价与下一个最佳卖（买）价之间的差额；另一种方法是以相邻两次订单的价差来估计弹性。在假定股票的基本价值不变（即不考虑市场有新信息到达）的情况下，价格将会随机地围绕基本价值波动，市场弹性越好，则价格偏离价值返回的速度越快。因此，两次相邻订单的价差越小，则价格返回真实价值所需要的时间就越短，市场弹性就越好。

弹性指标最大的一个缺点就是，它是在假设市场没有新信息到达的情况下计算出来的，而在现实中，我们很难区分价格的变化是由于新信息（即股票的基本价值发生变化）引起的，还是由交易引起的。因此，用现实的数据是很难对市场的真实弹性进行衡量的。

二、 流动性与收益率的关系

由于流动性指标存在很强的持续性(persistence)，Acharya 和 Pedersen(2003)和 Amihud(2002)认为，流动性的这种持续性使得它可以用来预测市场的收益率。直观地说，如

果流动性具有持续性，那么今天低的流动性就意味着明天也将有低的流动性，从而就要求更高的收益进行补偿。

最早研究流动性与股票回报之间关系的是Amihud和Mendelson(1986)。他们以买卖价差作为衡量流动性的指标，发现买卖价差越大的股票，期望回报率也越高。之后，这个问题逐渐受到关注。Eleswarapu(1997)用纳斯达克的数据也发现股票收益与买卖价差之间存在正相关关系，从而证实了早期Amihud和Mendelson(1986)的发现。Jones（2002）收集了道琼斯指数的样本股票100年的买卖价差的数据，发现平均比例价差和换手率可以预测市场的超额回报。

然而，其他一些学者则提出了质疑。Chen 和 Chan(1996)发现 Amihud 和 Mendelson(1986)的研究结果只限于他们自己使用的方法，通过采用不同的方法，他们发现收益与价差之间并没有关系。Eleswarapu 和 Reinganum(1993)也发现收益与价差之间的关系仅限于一月份，而在其它月份，二者则没有显著的关系。Chalmers 和 Kadlec(1998)采用了一个更为复杂的衡量价差的指标——年化价差(amortised spread)，也没有发现收益和价差之间存在关系。

Constantinides(1986)，Aiyagari 和 Gertler(1991)，Heaton 和 Lucas(1996)，Vayanos(1998)，以及 Vayanos 和 Vila(1999)等则认为与风险溢价相比，交易成本就显得很小，因此它对资产价格，也就是对收益率的影响不会太大。

由于在价差的研究上得不出统一的结果，因此，众多学者就对其它流动性指标与收益率之间的关系进行了研究。Haugen 和 Baker(1996)用 Russell 3000 股指成分股的数据，发现换手率与股票收益率之间存在显著的负相关关系。Datar, Naik 和 Radcliffe(1998)和 Hu(1997)用纽约证交所的数据证实了 Haugen 和 Baker(1996)的发现。Brennan, Chordia 和 Subrahmanyam(1998)用交易金额作为衡量流动性的指标，发现在纽约证交所和纳斯达克市场上，交易金额和收益之间存在负相关关系。Chordia, Subrahmanyam 和 Anshman(2001)发现交易金额和换手率的波动率对股票回报有显著的负面影响；Chan(2002)则发现非流动性持续性越强的股票，平均的回报也越高。Baker 和 Stein(2002)用纽约证交所 1931—1998 的年换手率也有同样的发现。Chan 和 Faff(2003)和 Marshall 和 Young(2003)用澳大利亚证交所的数据，也发现换手率与收益之间存在负相关关系。Amihud, Mendelson 和 Wood(1990)认为 1987 年的股市崩溃可能是由未被预期到的流动性冲击造成的。这种流动性冲击改变了投资者对未来市场流动性状况的预期，从而导致股价的下跌。

从国外这些学者的研究结果来看，大部分的研究结果表明流动性是会影响收益率的。而且，直觉告诉我们，这种关系是可能存在的，因为在一个正常运行的市场里，各种资产扣除成本后的收益必须处于一个均衡状态，因此，交易成本与未扣除成本的收益（也就是我们通常所指的收益率）就会存在着相关关系。

三、 流动性风险的系统性及流动性风险溢价

Chordia, Roll 和 Subrahmanyam(2000)用 1992 年纽约证交所的实时交易数据研究了个股流动性（报价价差、有效价差和深度）之间的关系，发现个股的流动性存在共性，从而引起了人们对流动性风险的系统性的关注。而此前，学者们主要都是关注单个资产的流动性问题。继 Chordia, Roll 和 Subrahmanyam(2000)之后，开始陆续有一些学者对这个问题进行了实证研究。Huberman 和 Halka(2001)用日数据同样也发现美国股票市场上个股的流动性之间存在共性。Giouvris(2001)发现在英国的股票市场，流动性风险也具有系统性。Martinez, Nieto, Rubio 和 Tapia(2003)在西班牙股票市场上也有同样的发现。

然而，Hasbrouck 和 Seppi(2001)用道琼斯指数的 30 只成分股的高频数据进行主成分分析，却得出了相反的结论，他们发现个股流动性中并不存在显著的共同因素。

尽管学者们得出的结论不尽相同，但许多学者还是接受了流动性风险具有系统性的观点，并在此基础上，进一步研究流动性风险的溢价问题。

Pastor 和 Stambaugh(2003)认为当投资者面临经济衰退时，他们的总财富减少，因此不得不变现一些资产以应付支出。然而，在市场流动性低的时候，变现资产的成本变得更高，而且此时投资者的边际效用比较高。因此，对于流动性随着市场流动性变动而同向变动的资产，往往就需要提供一个流动风险溢酬来补偿投资者因持有该资产而承担的系统性流动风险。他们用股票收益反转指标作为流动性的衡量指标，发现预期股票回报与流动性风险存在显著的横截面相关。Acharya 和 Pedersen(2003)在传统 CAPM 的基础上进行了流动性调整，将流动性风险分解成三个部分，构造了一个四 β 模型。他们用 Amihud(2002)的非流动性比率进行分析，发现了流动性风险存在风险溢价。Eckbo 和 Norli(2002)发现个股的比例买卖价差存在明显的共同变动的特征，并证实了这种共同变动所导致的流动性风险在横截面的组合回报中确实被定价。Gibson 和 Mougeot(2004)用月度数据同样也在美国市场上发现了流动性风险被定价的证据。Avramov, Chao 和 Chordia(2002)在跨期资本资产定价模型(ICAPM)的框架下，研究市场流动性风险对市场组合有效性的影响，发现在持有市场组合的同时对流动性风

险进行对冲，会改善市场组合的有效性，特别是在不允许卖空的情况下，市场组合的有效性会得到显著的提高，从侧面反映了流动性风险被定价的事实。Stahel(2003)发现存在一个跨国的流动性共同因子，它在单个资产和组合的收益中都是一个被定价的因子。Martinez, Nieto, Rubio 和 Tapia(2003)用西班牙股票市场 9 年的数据对流动性风险溢价进行了研究，发现在西班牙市场上不存在显著的流动性风险溢价。

除了实证上的研究成果之外，学者们也试图从理论上对流动性风险的风险溢价进行论证和解释。Acharya 和 Pedersen(2002)，Domowitz 和 Wang(2002)，Ericsson 和 Renault(2000)，Fernando(2003)，Holmstrom 和 Tirole(2001) 以及 Lustig(2001)研究了个人投资者/公司在受到流动性约束的情况下是如何对流动性风险做出反应的，从而为回报与流动性风险之间的相关关系提供了理论上的支持。

第三节 文献评述——国内部分

目前国内对流动性的研究尚处于起步阶段，但学者们也已经做了许多基础性的工作。

一方面，他们从定性的方面探讨了流动性的定义，并研究了影响市场流动性的各种因素，这方面的研究成果主要有：

纪路和陈伟忠（2000）研究了市场微观结构对市场流动性的影响。

胡锦涛（2000a, 2000b）对股票市场流动性与公司治理间的关系进行了研究。他认为提高股票流动性可以增强价格的信息含量，使价格更好地反映企业的经营业绩，从而有利于加强公司的外部治理。

杨之曙和冯锦锋（2001）研究了最小报价单位对市场流动性的影响。

应展宇（2001）从产品设计、市场微观结构以及市场参与者三个角度对中国股票市场的流动性进行了分析，认为目前中国股票市场的流动性远低于发达国家。

杨之曙和彭倩（2003）研究了各种类型委托单对市场流动性的影响，建议我国应该丰富委托单类型，增加投资者的选择。

另一方面，近两年来，一些学者也开始对流动性进行实证研究，这一方面的研究成果有：

靳云汇和杨文（2002）对上海股市流动性的影响因素进行了实证分析，发现交易量、收益率的波动和股票价格对流动性指标都有显著的解释能力。交易量对流动性有显著正影响，而波动率和价格对流动性则有负的影响。

孙培源和施东晖（2002）研究了上海股市的买卖价差，发现其要低于纽约、香港等成熟市场的价差水平，且其在交易日内呈现“L形”的变化趋势。同时，他们还发现买卖价差会受股价波动性、绝对股价水平及买卖委托数量的影响。

宋威（2002）用 1996—2000 年的上证 30 的样本股进行分析，发现流动性有明显的逐年增强的趋势。

杜海涛（2002）将 VAR 的概念引入到流动性风险的衡量中，给出了一个比较直观的衡量流动性风险的指标。

何荣天（2002）构造了一个统一的流动性指标，尝试将反映流动性不同侧面的指标揉合到一个指标中。

李一红和吴世农（2003）研究了上海股票市场的流动性溢价，发现存在正的流动性溢价，即流动性越低，要求的收益率就越高。他们同时还发现，流动性指标的选择对流动性溢价具有显著的影响，而且采用个股数据和组合数据得出的结果也不相同。

郭剑光等（2003）用上交所 2001 年 1 月 1 日至 12 月 31 日的实时交易数据对上海股市的买卖价差进行了计算，并将其与其它国家的买卖价差水平进行了比较，发现我国股市的流动性水平处于国际领先水平。

仲黎明等（2003）构造了一个经波动性调整的换手率作为流动性的衡量指标，并将中国股市的这一指标与纽约证交所进行比较，发现中国股市的换手率更高，更稳定，从而认为中国的流动性并不比发达国家的差。

杨朝军等人（2003）也对证券市场的日内流动性进行研究，发现中国证券市场的日内流动性是逐时增加的。

许睿等人（2004）以收益率除以换手率作为衡量流动性的指标，研究了中国 A 股市场流动性的特征，并进一步分析了影响流动性的各个因素，包括日周效应，月份效应，流通盘大小，上市时间长短，所属行业、板块，及政策事件等。发现流通盘大小，上市时间长短，所属行业、板块对股票流动性有显著的影响。

穆启国等人（2004）利用实时行情数据构造了一个相对流动性成本指标，发现上海股市相对流动性的日内特征呈“L”形曲线，即开盘时相对流动性成本比较高，然后逐渐下降。他们同时研究了影响相对流动性成本的因素，发现随着股票价格、平均交易规模、波动性和

非流通股占总股本比例的增加，相对流动性成本也会增加；而换手率提高则会降低相对流动性成本。

单树峰（2004）发现流动性成本与股票预期回报率具有正的相关关系。

以上的研究为将来对流动性的进一步研究奠定了基础，但存在着几个不足之处：

1、普遍来说，他们所用的实证数据的样本期间比较短，比如穆启国等人（2004）仅用了半年（2001-4-23—2001-10-25）的高频数据，杨朝军等人（2003）、孙培源和施东晖（2002）则只用了4个月（2002-9-6—2000-12-29）的高频数据；李一红和吴世农（2003）用了5年（1998-1—2002-12）的日数据。而且，他们基本上都只研究上海股票市场的流动性。

2、这些文献大都是对流动性本身进行研究，而比较少关注流动性与其它市场变量，如收益率之间的关系。而且，对国内文献检索的结果表明，国内尚未有学者对流动性风险进行研究。

第二章 理论框架——流动性调整的 CAPM

对于流动性如何纳入资产定价的框架，主要有两种方法，一是在 ICAPM 的框架下，将其作为影响未来投资集合的状态变量之一，纳入到资产定价的框架中(Chordia, Roll 和 Subrahmanyam, 2000; Pastor 和 Stambaugh, 2002)⁸。

而另一种方法，则是由 Acharya 和 Pedersen(2004)提出的。他们在传统 CAPM 的基础上，提出了一个流动性调整的 CAPM⁹。

在经典的 CAPM 模型中：

$$E_{t-1}(R_{i,t} - R_f) = \beta_{i,t} E_{t-1}(R_{M,t} - R_f) \quad (15)$$

$$\text{其中, } \beta_{i,t} = \frac{\text{cov}_{t-1}(R_{i,t} - R_f, R_{M,t} - R_f)}{\text{var}_{t-1}(R_{M,t} - R_f)}。$$

由于传统的 CAPM 不考虑交易成本和市场摩擦因素，因此 $R_{i,t}$ 就是投资者实际获得的投资回报。然而，在现实中，投资者面临着诸多的交易成本，像佣金、印花税、买卖价差等，

⁸ Chollete(2004)认为，将流动性作为一个定价因子纳入到 ICAPM 的框架下是一个很自然的选择。因为投资者在选择他的最优投资组合时必须考虑流动性，否则将面临着未来无法变现资产的风险。

⁹ Acharya 和 Pedersen(2004)是在一个简单的无限期迭代模型中推导出流动性调整的 CAPM；而 He 和 Kryzanowski(2003)用一个单期模型，也推导出了一个相似的模型，他们只是假定流动性服从的过程与收益率服从的过程是相互独立的，因此他们的模型中实际上只有两个 β 。

因此我们根据股票价格计算出的 $R_{i,t}$ 并不是投资者获得的真实回报，我们要把那些交易成本因素从 $R_{i,t}$ 中扣除，才能得到投资者获得的真实回报。因而，我们可以把投资者获得的真实回报 $\hat{R}_{i,t}^0$ 写成：

$$\hat{R}_{i,t}^0 = R_{i,t} - c_{i,t} \quad (16)$$

其中， $\hat{R}_{i,t}^0$ 为净收益率，即扣除交易成本后的收益率； $R_{i,t}$ 为毛收益率，即直接从股票价格中计算出来的收益率； $c_{i,t}$ 就是交易成本率，反映投资者为进行交易而付出成本的大小。同样，我们可以把市场组合净收益率 $\hat{R}_{M,t}^0$ 写成：

$$\hat{R}_{M,t}^0 = R_{M,t} - c_{M,t} \quad (17)$$

根据 (16)、(17)，经过交易成本调整的 CAPM 模型¹⁰可以写成：

$$E_{t-1}(R_{i,t} - R_f - c_{i,t}) = \beta_{i,t}^0 E_{t-1}(R_{M,t} - R_f - c_{M,t}) \quad (18)$$

令 $r_{i,t} = R_{i,t} - R_f$ ， $r_{M,t} = R_{M,t} - R_f$ ，则 (18) 可写成：

$$E_{t-1}(r_{i,t} - c_{i,t}) = \beta_{i,t}^0 E_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t}) \quad (19)$$

其中，

$$\begin{aligned} \beta_{i,t}^0 &= \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{i,t} - c_{i,t}, r_{M,t} - c_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} \\ &= \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t}) + \text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, c_{M,t}) - \text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t}) - \text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} \end{aligned}$$

让 $E_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t}) = \lambda_t$ ，我们又可以把 (19) 写成：

¹⁰ 类似这种对 CAPM 进行成本调整的方法还可参见 Brennan (1970) 和 Litzenberger 和 Ramaswamy (1979)。他们在考虑了税收因素之后推导出了一个税后的 CAPM。

$$E_{t-1}(r_{i,t}) = E_{t-1}(c_{i,t}) + \lambda_t \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} + \lambda_t \frac{\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, c_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} - \lambda_t \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} - \lambda_t \frac{\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t})}{\text{var}_{t-1}(r_{M,t} - c_{M,t})} \quad (20)$$

因此，与传统的 CAPM 模型相比，资产 i 的收益率除了取决于该资产与市场组合的协方差外，还取决于该资产的预期非流动性成本，以及其流动性风险溢价的大小。特别地，通过这个公式，我们还可以看出，流动性风险实际上可以分为三个部分，即 $\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, c_{M,t})$ ， $\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t})$ 和 $\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t})$ ，每个部分都代表着不同的含义：

1、 $\text{cov}_t(c_{i,t}, c_{M,t})$ ：代表资产 i 的非流动性成本与市场非流动性成本之间的协方差。

由于当市场的流动性很低的时候，投资者更愿意持有流动性高的资产以满足流动性需求，因此，此时如果要投资者持有流动性低的资产，就必须以高收益来补偿他们。Chordia, Roll 和 Subrahmanyam(2000)，Hasbrouck 和 Seppi(2001)，Huberman 和 Halka(2001)都发现大部分的股票的非流动性与市场非流动性之间存在显著的正相关关系，但他们并没有进一步对由此造成的流动性风险溢价进行研究。

2、 $\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t})$ ：代表资产 i 的收益与市场非流动性之间的协方差。在市场流动性很低的时候，投资者更愿意选择一直持有买入的资产，而不是进行频繁的买卖操作。因此，投资者就更喜欢在市场流动性低的时候收益高的资产（即 $\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t}) > 0$ ），对于这种资产，他们要求的回报也相对较低。Pastor 和 Stambaugh(2003)就发现，即使经过 Fama-French(1992)三因素以及动能效应因素调整后，资产收益对市场流动性敏感度高的资产，其平均回报要比敏感度低的资产高出 7.5%¹¹。Sadka(2002)和 Wang(2002)用不同的流动性指标也得出了相似的结论。

3、 $\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t})$ ：代表资产 i 的非流动性和市场收益之间的协方差。因为在熊市的时候，投资者的财富缩水，此时他们就喜欢持有变现成本比较低的资产以应付不时之需。所以对于那些在熊市的时候流动性比较好的资产（ $\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t}) > 0$ ），投资者就会要求比较低的回报。

¹¹ 即每年 7.5%；文中如无特殊说明，收益率（风险溢价）都是指年收益率（风险溢价）。

从理论上来说，只要能准确估计出 $C_{i,t}$ 和 $C_{M,t}$ ，我们就可以对这个四 β 模型进行实证分析，从而求出每种风险对应的风险溢价的大小。但由于 $C_{i,t}$ 和 $C_{M,t}$ 当中包含了各种非流动性成本，包括佣金、印花税、买卖价差，还有市场影响成本等，而到目前为止，还没有发现一个很令人满意的估计所有这些非流动性成本的方法，因此，我们就很难求出准确的 $C_{i,t}$ 和 $C_{M,t}$ 。虽然我们可以用一些近似的方法来估计 $C_{i,t}$ 和 $C_{M,t}$ （比如买卖价差，Amihud(2002)的非流动性比率），但近似误差的存在会使得估计结果的可靠性大打折扣。Acharya 和 Pedersen(2004)直接用调整过的 Amihud(2002)非流动性比率¹²代替 $C_{i,t}$ 和 $C_{M,t}$ ，并在此基础上，估计出了各个风险因素的风险溢价，发现由 $\text{cov}_{t-1}(c_{i,t}, r_{M,t})$ 引起的风险溢价最大，为 0.82%，由 $\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, c_{M,t})$ 引起的风险溢价为 0.16%，而由 $\text{cov}_t(c_{i,t}, c_{M,t})$ 引起的风险溢价为 0.08%。但是他们在估计非流动性成本时存在两个问题，一是直接用有效价差代替非流动性成本，这本身就存在很大的偏差；二是他们的有效价差不是通过高频数据直接计算出来的，而是由 Amihud(2002)的流动性比率调整而来的，因此他们估计的结果是否可靠，我们不得而知。

但尽管如此，这个模型还是为我们提供了很好的分析思路。为了克服近似误差的问题，本文采用类似 Fama-French(1992)的办法，按流动性风险大小排序，对三个流动性风险分别构造了 10 个资产组合。通过构造组合，我们就绕开了近似误差的问题。具体的方法将在第三章中详细介绍。

第三章 市场流动性的实证研究

第一节 深、沪两市的交易机制

国外大部分的文献都是研究报价驱动市场(quote-driven market)。在报价驱动市场上，每只股票都有做市商(market-maker)为它做市，也就是提供买卖报价，并在自己所报的价格水平上接受投资者的买卖。由于做市商的存在，使得买卖交易具有时间上的连续性，因此他们是报价驱动市场上最主要的流动性提供者。

¹² Acharya 和 Pedersen(2004)是根据 Chalmers 和 Kadlec(1998)估计出来的有效价差，对 Amihud(2002)的非流动性比率进行调整，使其变动范围、均值及方差与 Chalmers 和 Kadlec(1998)的有效价差相匹配。

而我国深、沪两市都是订单驱动市场(order-driven market)，是采取电子竞价交易的方式进行交易的。它们具体的交易机制如下：

深圳证券交易所和上海证券交易所实行的是会员制的组织形式，所有交易均在交易大厅中进行，参加交易的人员是固定的，即证券交易所的会员。在我国目前只允许具有中国证券监督管理委员会颁发的证券经营资格的法人成为交易所的会员，因此，我国广大的投资者只有通过证券经纪商才能参与交易所的交易。投资者的股票买卖指令是通过交易所的会员报送到交易所电脑主机进行撮合的。目前的报盘方式有两种，分为有形席位和无形席位。有形席位是属于一种场内报盘，即证券公司在柜台接到投资者的委托指令并审查后，以电话等通讯方式向驻交易所的场内交易员（因穿红马甲工作而被称为“红马甲”）转达买卖指令；该证券公司场内交易员接到指令后，将其输入交易所的电脑主机。无形席位是属于一种场外报盘，它无需证券公司派驻场内交易员，而由投资者在场外通过证券公司的电脑终端直接向交易所电脑主机输入买卖证券的指令。两个交易所都只接受会员的限价申报，但会员可以接受投资者的限价委托或市价委托，委托当日有效，且投资者可以撤销委托的未成交部分。申报价格的最小变动单位(tick size)为 0.01 元，买入申报数量必须为 100 股或其整数倍。

交易所交易在每周一至周五进行（国家法定假日和交易所公告的休市日除外）。上午 9:15—9:25 为集合竞价时间。集合竞价遵从价格优先、同一价格下时间优先的原则，对所有有效委托进行集中处理，并按集中竞价规则产生开盘价。集中竞价中未成交的订单进入后面的连续竞价交易，交易采取价格优先和时间优先的原则，由电脑对有效委托进行逐笔处理，交易时间为上午的 9:30—11:30 和下午的 13:00—15:00。

从上面的交易规则中，我们可以看出，在我国的股市中不存在专门的机构为股票提供买卖报价，即不存在做市商，那么流动性由谁来提供？实际上，每个投资者既是流动性的“消费者”，又是流动性的提供者。当投资者向交易所的电脑主机提交订单时，交易所电脑主机自动对订单进行判断，如果目前主机的订单簿上有合适的订单与之匹配，投资者的这笔交易马上就成交，此时投资者就是流动性的“消费者”；而如果主机的订单簿上没有合适的订单可以与之成交，那么他的限价订单就进入订单簿，等待合适的可与之成交的订单。此时，订单簿实际上起了一个蓄水池的作用，把所有未成交的限价买单和卖单都累积起来，从而为连续交易提供了条件。因此，实际上每个提供限价订单的投资者都起到了做市商的作用，只

是他们是不自觉地扮演了这个角色¹³。所以，我们可以近似地把订单驱动市场描述成一个存在众多“做市商”共同做市的市場，他們的報價相互競爭，這正好解釋了為什麼大量的實證研究都發現訂單驅動市場的交易成本要小於報價驅動市場的交易成本。

第二节 数据和样本的选择

本文同时使用了高频数据和日数据。高频数据来自深圳、上海两个交易所向市场揭示的证券行情。在每个交易日，对来自交易所的每笔行情数据进行记录就得到了本文所使用的高频数据。其中每笔行情记录包括证券代码、日期、成交数量、最优的三个买卖报价以及各报价上的订单数量。本文研究对象为深、沪两市所有的 A 股股票。高频数据的样本期从 2001 年 11 月 26 日到 2002 年 12 月 30 日（共 52 周），用以计算两市的买卖价差、深度及广度，并据此对两市的流动性进行比较。

受到市场高频数据可获得性的限制，在研究流动性与股票收益的关系及流动性风险定价这两个问题时，本文同时使用了 1994-1-3—2002-12-31 共 9 年的日数据，数据来源于深圳国泰君安信息技术有限公司制作的《上市公司财务数据库查询系统》(CSMAR_Financial_IQS_V2)和《股票市场交易数据库查询系统》(CSMAR_Trading_IQS_V2)。

在选择样本股票时，我们剔除了在样本期间内被特别处理（ST）和特别转让（PT）的股票，以及帐面价值为负的股票。与一般国内学者的作法不同，样本股票的个数在各个年份并不是固定的，而是随着新股的上市及股票的退市进行动态调整。但如果样本股票在当年的交易天数少于 30 天，我们就将其剔除。

第三节 研究设计

一、研究的内容和步骤

本文研究的主要目标是在计算出中国股票市场流动性衡量指标的基础上，对市场流动性进行统计描述，并试图用 ARMA-GARCH 模型对流动性指标序列进行建模；同时还研究流动性与收益率之间的关系，分析个股的流动性之间是否存在共性，即流动性风险是否具有系统性，进而检验中国股票市场是否存在流动性风险溢价。

¹³ 正如 Brockman 和 Chung(1999)指出的，在订单驱动市场上，公众的限价订单为市场提供了流动性，同时（最优的买价和最优的卖价之间）形成了买卖价差。

在接下来的第四节中，我们用高频数据和日数据分别计算了深、沪两市的几种流动性指标，包括价差、深度、广度、换手率、Amihud 非流动性比率和 RREV 收益反转指标，并简要地对它们的统计特征进行了描述。

第五节选取日换手率和日 Amihud 非流动性比率为研究对象，用 ARMA-GARCH 模型对它们进行建模。

第六节则是用最小二乘回归法（OLS）研究流动性与收益率之间的关系。

第七节同时使用 OLS 和主成分分析法研究个股流动性之间的共性问题。

第八节采用类似 Fama-French 的方法对三种类型的流动性风险是否存在风险溢价进行分析和检验。

二、Fama-French 三因素模型的设定及各变量的定义和计算

由于本文在研究过程中多处使用到 Fama-French 的三因素模型，因此这里简要地对该模型进行介绍。

在实证当中，Fama-French 三因素模型的设定形式一般为：

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha + \beta * (R_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SML} * SML + \beta_{HML} * HML + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中， R_{it} 可以是股票或是组合的收益率， R_{mt} 为市场收益率， r_{ft} 是无风险利率。 β ， β_{SML} 和 β_{HML} 是待估参数，分别表示股票（组合）i 对市场超额收益、SML 因子和 HML 因子的敏感度。 ε_{it} 是方程的残差。

由于我国股票市场的情况比较特殊，方程（21）中各变量的定义和计算不能直接沿用国外的作法，必须进行重新界定。下面，我们结合我国股票市场的实际情况，给出了各变量的计算方法：

1、市场收益率。由于 A 股市场交易的股票分流通股和非流通股两类，而且，被市场广泛接受的指数在计算时是把流通股和非流通股合并在一起计算的。因此，我们不是用市场指数直接计算市场收益率，而是用个股的收益率进行合成。合成方法有两种，一是等权合成，二是流通市值加权合成。等权合成的公式为：

$$R_{mt} = 1/N * \sum_{i=1}^N R_{it} \quad (22)$$

流通市值加权合成的公式为：

$$R_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^N m_{it} * R_{it}}{\sum_{i=1}^N m_{it}} \quad (23)$$

R_{it} 是股票 i 在 t 日的日对数收益率:

$$R_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{i,t-1}} \right) \quad (24)$$

P_{it} 和 $P_{i,t-1}$ 分别是股票 i 在 t 日和 $(t-1)$ 日的收盘价格。

m_{it} 是股票 i 在 t 日的流通市值。

2、无风险利率。考虑到我国国债市场尚不发达，市场还处于分割状态以及短期国债的数量比较少的情况，我们不使用短期国债利率作为无风险利率，而是用一年期的存款利率替代¹⁴。对于日无风险利率和月无风险利率，我们分别用下面的公式进行换算：

$$r_{f,d,y} = (1 + r_{f,y})^{\frac{1}{365}} - 1 \quad (25)$$

$$r_{f,m,y} = (1 + r_{f,y})^{\frac{1}{12}} - 1 \quad (26)$$

$r_{f,d,y}$ 和 $r_{f,m,y}$ 分别为换算后的日无风险利率和月无风险利率， $r_{f,y}$ 是年无风险利率，即一年期存款利率。

3、SMB 和 HML 的计算：

由于中国独特的股权结构，公司规模(Size)和帐面价值/市场价值比率(BM ratio)的构造与国外有所不同。由于公司股票中的国有股和法人股部分不能流通，因此我们用流通市值来度量公司规模。与此相对应，我们用流通股的帐面价值与流通市值的比率来计算 BM 比率。由于流通股与非流通股是同股同权的，所以我们可以直接用 $(t-1)$ 年末每股权益与 $(t-1)$ 年末收盘价的比值来度量 t 年的 BM 比率。

¹⁴ 由于我国的四大商业银行都是国有的，其信用级别几乎与国家信用相当，因此可以把存款利率近似地看成无风险利率。

考虑到公司的年度报表一般都是在次年的 3、4 月份公布，因此，在构造 Size 组合和 BM 组合时，我们是以 t 年 6 月底的流通市值和 BM 比率作为排序依据，将样本股票等分为 10 个组合，并计算 t 年 7 月至 t+1 年 6 月的组合收益率。SMB 就是用流通市值最小的那个组合的收益率减去流通市值最大的那个组合的收益率计算得来，而 HML 是用 BM 比率最高的那个组合的收益率减去 BM 比率最低的那个组合的收益率计算得来。

三、数据的处理

本文主要是使用 Microsoft SQL2000, Matlab6.5, Eviews4.1 及 SAS8.2 等软件对数据进行处理。

第四节 流动性的衡量

由于衡量流动性的指标众多，本文只是有选择地给出了几个衡量流动性的指标，但所选取的指标基本上涵盖了各种类型的流动性指标¹⁵，能比较全面地反映我国股票市场流动性的状况。其中，价格型的指标有买卖价差、比例价差、比例有效价差、Amihud 非流动性比率¹⁶和 PS 的收益反转指标；数量型的指标有市场广度、市场深度、成交金额和换手率指标。单只股票流动性指标的计算方法已经在第一章的第二节中做了详细的介绍，下面简要介绍市场流动性指标的计算：

1、市场价差的计算。假设 S_{it} ($i=1, L, N$) 为第 i 只股票在 t 日的价差（日价差是当日每笔价差的算术平均，它可以是买卖价差，或是有效价差），N 为市场上股票的只数。那么，t 日的市场价差可以表示为：

$$S_{Mt} = \frac{\sum_{i=1}^N Q_{it} * S_{it}}{\sum_{i=1}^N Q_{it}} \quad (27)$$

其中， S_{Mt} 是 t 日的市场价差， Q_{it} 为第 i 只股票在 t 日的成交量。实际上，市场价差就是由个股价差经过成交量加权平均计算得来的。

¹⁵ 由于时间型的流动性指标比较少用到，所以本文也没有给出。

¹⁶ 国内也有学者使用这一流动性衡量指标，王春峰等（2002），李一红和吴世农（2003）及单树峰（2004）都曾使用过这一指标。

对于比例价差或是比例有效价差，其市场价差则是由个股的比例（有效）价差经过交易金额加权平均计算得来：

$$\bar{S}_{M_t} = \frac{\sum_{i=1}^N V_{it} * \bar{S}_{it}}{\sum_{i=1}^N V_{it}} \quad (28)$$

其中， \bar{S}_{M_t} 是 t 日的市场价差， V_{it} 和 \bar{S}_{it} 分别为第 i 只股票在 t 日的成交金额与比例（有效）价差。

2、市场广度、深度和成交金额的计算。市场广度、深度和成交金额的计算比较简单，直接由个股的广度、深度成交金额进行简单加总即可。

3、市场换手率的计算。市场换手率的计算与市场价差类似，也是由个股的换手率经过成交金额加权平均而来：

$$Tv_{M_t} = \frac{\sum_{i=1}^N V_{it} * Tv_{it}}{\sum_{i=1}^N V_{it}} \quad (29)$$

Tv_{M_t} 是 t 日的市场换手率， Tv_{it} 和 V_{it} 则分别是第 i 只股票在 t 日的换手率和成交金额。市场的月换手率就是在本月内各个交易日的市场换手率的加总。

Amihud 的非流动性比率和 PS 的 RREV 收益反转指标方法已在上面有详细的介绍。

同样，月 Amihud 非流动性比率也是日 Amihud 的非流动性比率的加总。

图 2—图 9 描绘了深、沪两市的买卖价差、比例价差、比例有效价差及深度和广度的整体状况：

图 2 沪市买卖价差

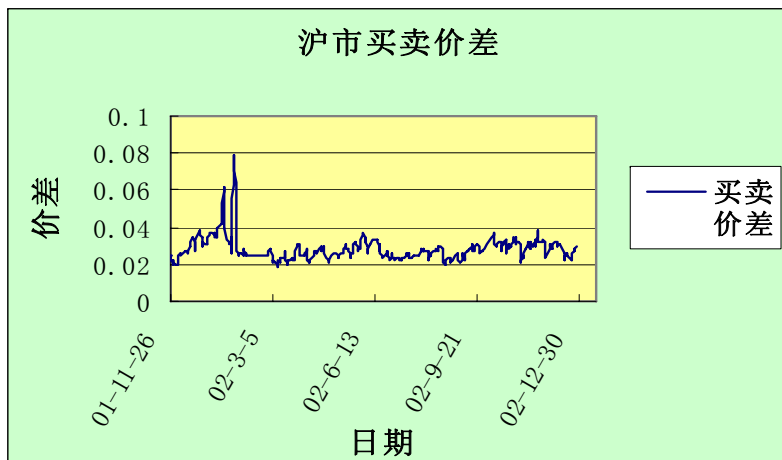


图 3 深市买卖价差

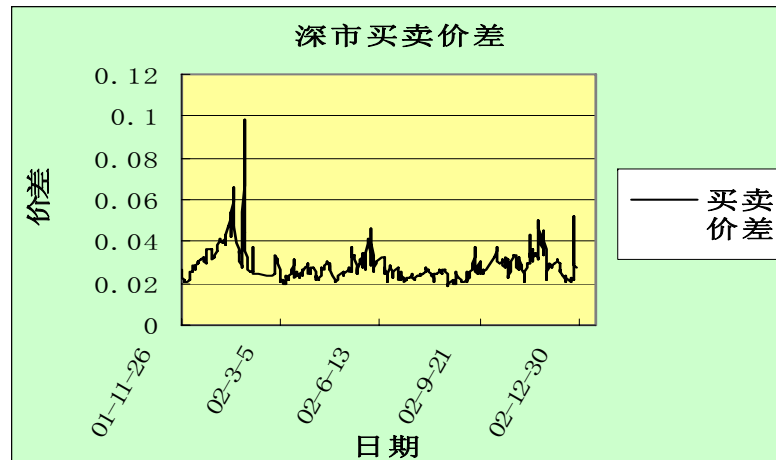


图 4 沪市比例价差

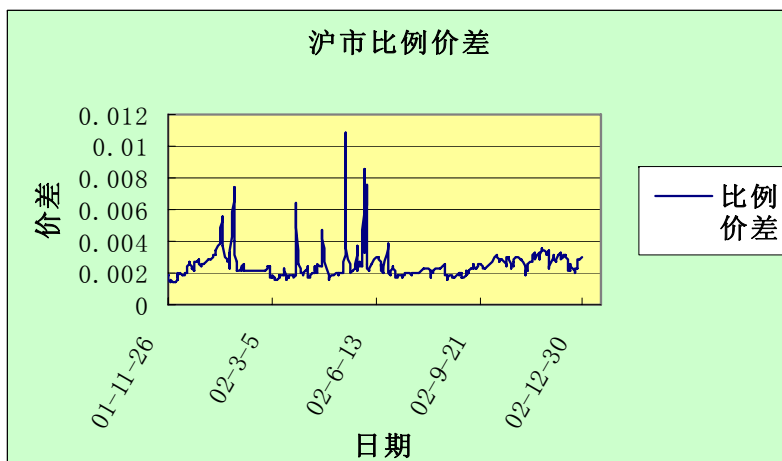


图 5 深市比例价差

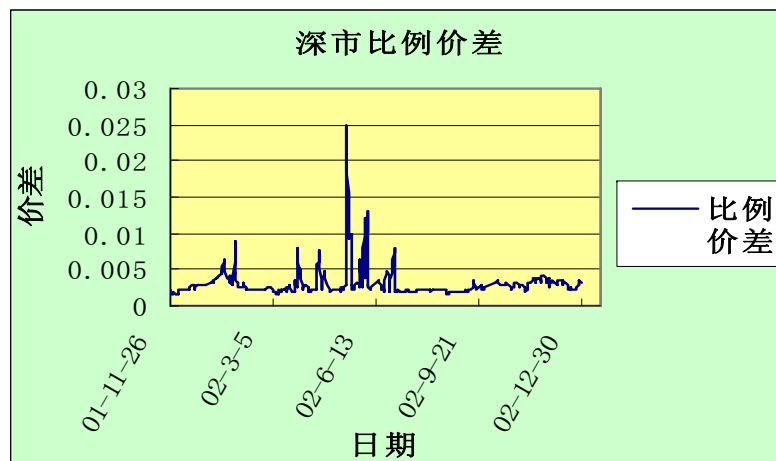


图 6 沪市比例价差

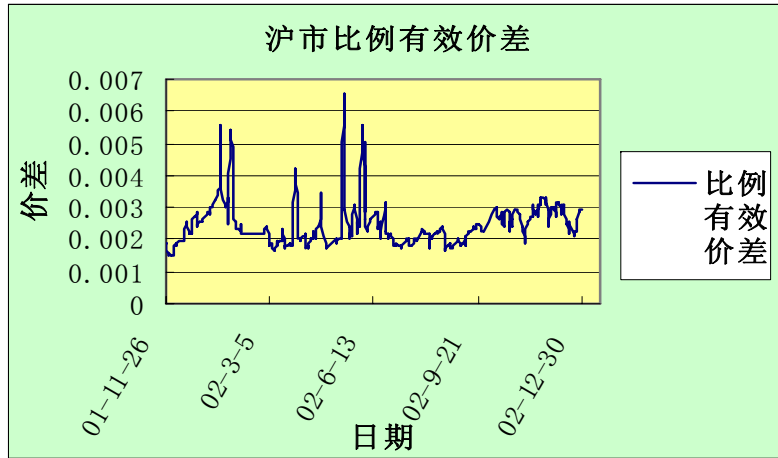


图 7 深市比例有效价差

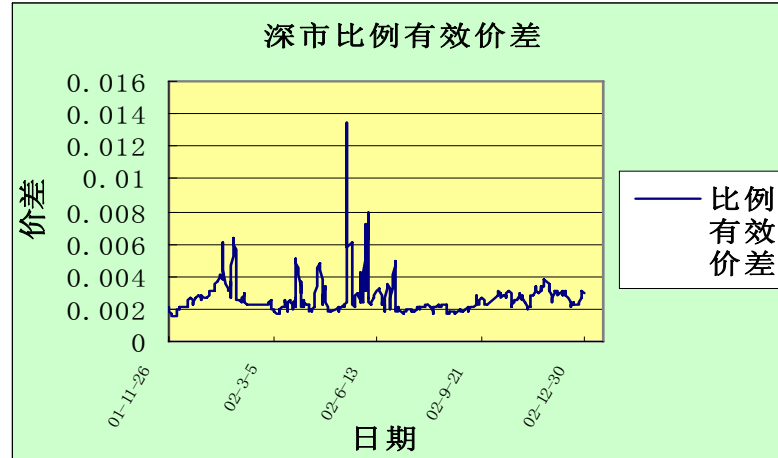


图 8 沪市深度和广度

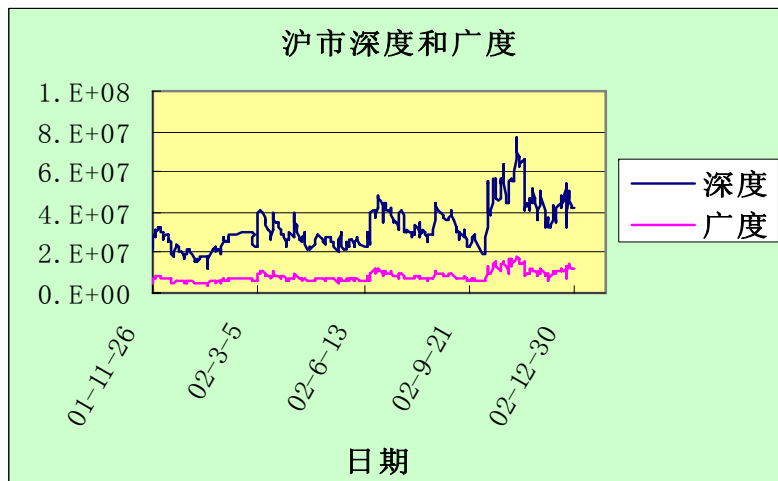


图 9 深市深度和广度

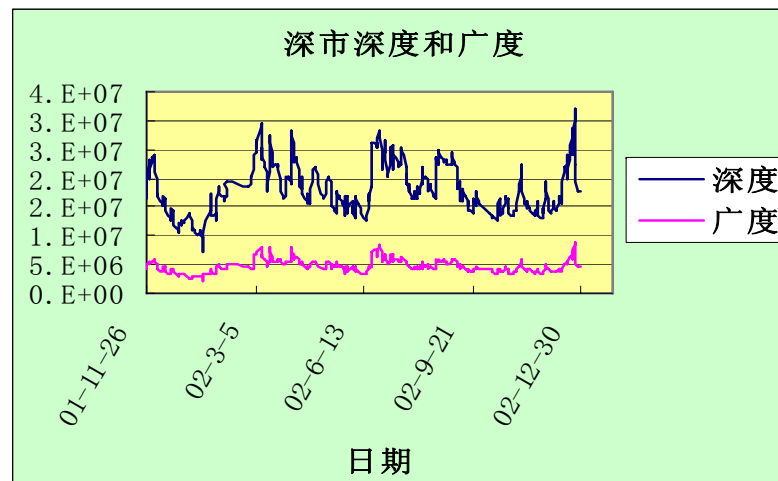


表 2—表 5 则给出了深、沪两市各流动性指标的统计描述：

表 2 沪市各流动性指标的统计量

	SHBRD	SHDEP	SHESPR	SHPSPR	SHSPR
均值	8,400,915	33,331,264	0.0024	0.0025	0.0278
中值	7,622,632	30,347,885	0.0022	0.0023	0.0270
最大值	18,263,156	76,678,145	0.0065	0.0108	0.0792
最小值	3,100,819	11,579,332	0.0015	0.0015	0.0191
J—B 检验	66.84**	54.40**	1321.85**	7025.77**	6109.57**

其中，**代表在1%水平上显著，*代表在5%水平上显著。SHBRD表示沪市的市场广度，SHDEP表示市场深度，SHESPR表示比例有效价差，SHPSPR表示比例价差，SHSPR表示买卖价差。

表 3 深市各流动性指标的统计量

	SZBRD	SZDEP	SZESPR	SZPSPR	SZSPR
均值	4,736,911	18,170,755	0.0026	0.00299	0.0283
中值	4,507,362	17,256,267	0.0022	0.00245	0.0262
最大值	8,772,925	32,130,983	0.0135	0.0248	0.0981
最小值	1,961,484	7,168,280	0.0016	0.0016	0.0187
J—B 检验	29.18**	7.50*	14105**	30495**	5026.22**

其中，**代表在1%水平上显著，*代表在5%水平上显著。SZBRD表示深市的市场广度，SZDEP表示市场深度，SZESPR表示比例有效价差，SZPSPR表示比例价差，SZSPR表示买卖价差。

表 4 沪市各流动性指标值的相关系数

	SHBRD	SHDEP	SHESPR	SHPSPR	SHSPR
SHBRD	1				
SHDEP	0.973**	1			
SHESPR	-0.104	-0.146*	1		
SHPSPR	-0.095	-0.153*	0.955**	1	
SHSPR	-0.219**	-0.246**	0.752**	0.635**	1

其中，**代表在1%水平上显著，*代表在5%水平上显著。表中各个变量的定义同表2。

表5 深市各流动性指标值的相关系数

	SZBRD	SZDEP	SZESPR	SZPSPR	SZSPR
SZBRD	1				
SZDEP	0.955**	1			
SZESPR	-0.294**	-0.420**	1		
SZPSPR	-0.160*	-0.290**	0.979**	1	
SZSPR	-0.599**	-0.625**	0.598**	0.471**	1

其中，**代表在1%水平上显著，*代表在5%水平上显著。表中各个变量的定义同表3。

从表2和表3的比较中，我们可以看出，沪市的广度和深度的均值分别为8,400,915和33,331,264，均要大于深市的4,736,911和18,170,755，而沪市的买卖价差、比例价差和比例有效价差的均值分别为0.0278，0.0025和0.0024，均小于深市的0.0283，0.00299，0.0026，说明沪市的流动性要高于深市。为了进一步比较深、沪两市的流动性，我们对深、沪两市流动性进行了均值差异检验，检验结果如下表所示：

表6 深、沪两市各流动性指标的均值差异检验

	均值差异	均值差异标准误	t 值	显著水平(双尾检验)
沪市买卖价差—深市 买卖价差	-0.00048	0.000083	-5.78	0.00**
沪市比例价差—深 市比例价差	-0.00012	0.000021	-5.53	0.00**
沪市比例有效价差— 深市比例有效价差	-0.00056	0.00023	-2.41	0.017*
沪市深度—深市深度	15200280	676161.1	22.48	0.00**
沪市广度—深市广度	3663265	166335.42	22.02	0.00**

其中，**代表在1%水平上显著，*代表在5%水平上显著。

从表6中我们可以看出，沪市的各流动性指标均要优于深市，而且他们之间的差异基本上都是在1%水平上显著的，这就支持了我们上面的论断。

此外，对比例价差的进一步分析发现，沪市的比例价差平均为 0.25%，深市的比例平均价差为 0.299%，这与两市的佣金水平（0.3%）相当，最小的时候也达到 0.15%，是一笔相当可观的交易费用。因此，在交易过程中，投资者必须要把买卖价差考虑在内，否则可能会低估交易的成本，从而导致过于频繁的交易。

表 4 和表 5 给出了深、沪两市各流动性指标之间的相关系数。从表中我们可以看出，市场深度（广度）和价差（买卖价差、比例价差、比例有效价差）是显著负相关的，说明这两种类型的指标对流动性的衡量是一致的¹⁷。

除了以上用高频数据计算的流动性指标之外，我们还用日数据分别计算了换手率（日换手率和月换手率），Amihud 非流动性比率（日比率和月比率），还有 PS 的 RREV 收益反转指标。图 10—图 19 给出了这些指标的总体描述。

¹⁷ 因为市场深度（广度）越大，说明市场的流动性越好，而价差（买卖价差、比例价差、比例有效价差）越大，则是说明市场流动性越差；因此，这两种指标的负相关说明它们在衡量流动性时是一致的。

图 10 沪市日交易金额和换手率

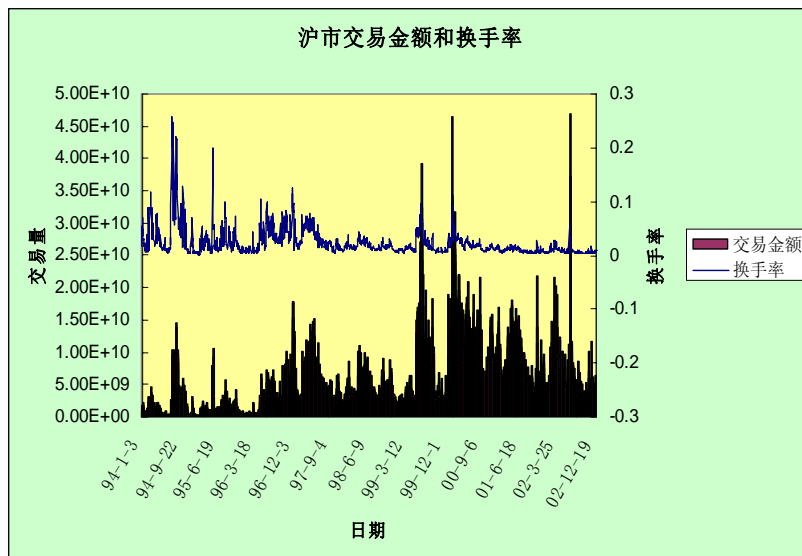


图 11 深市日交易金额和换手率

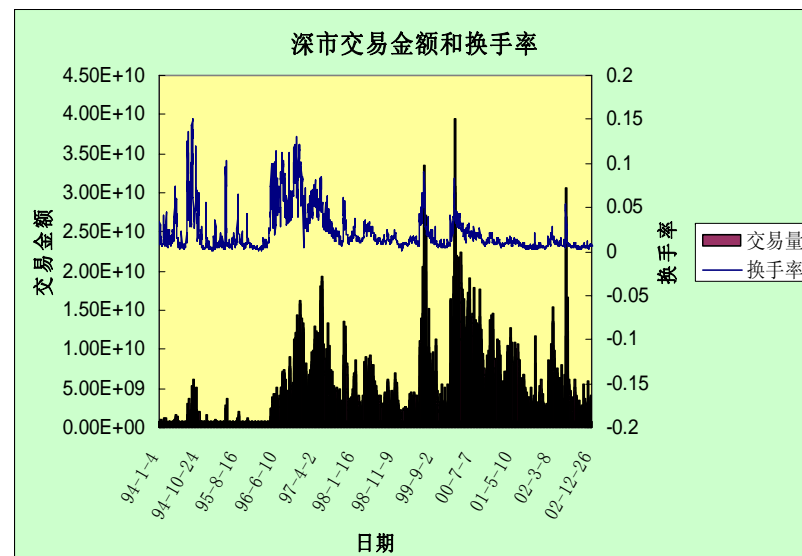


图 12 沪市日 Amihud 非流动性比率

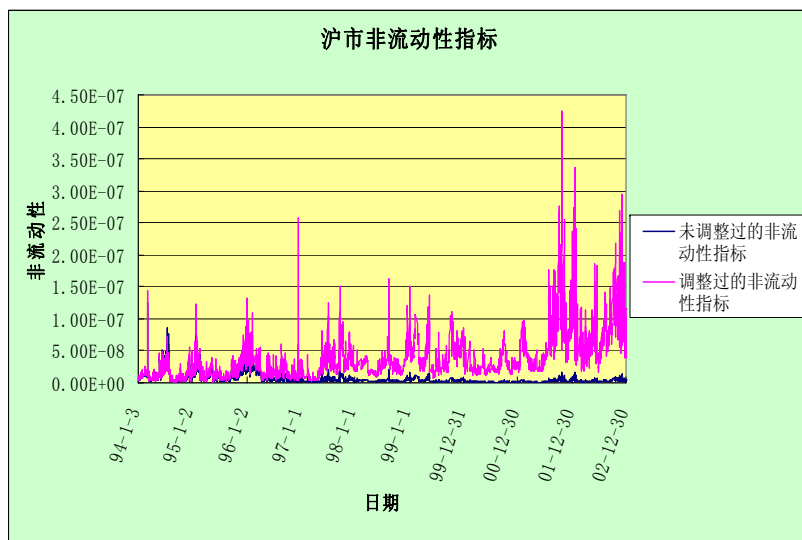


图 13 深市日 Amihud 非流动性比率

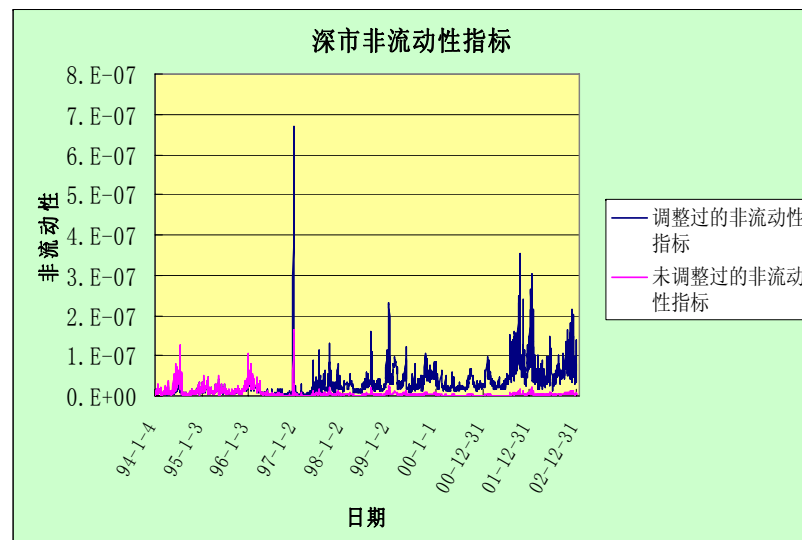


图 14 沪市月换手率

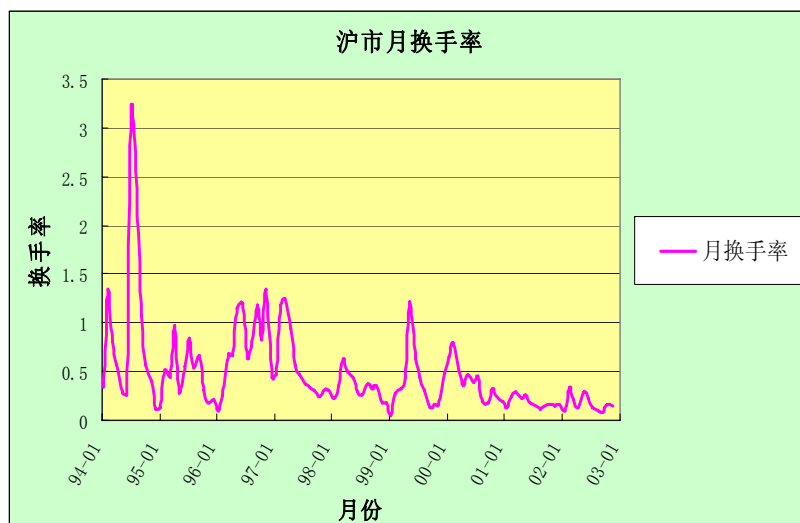


图 15 深市月换手率

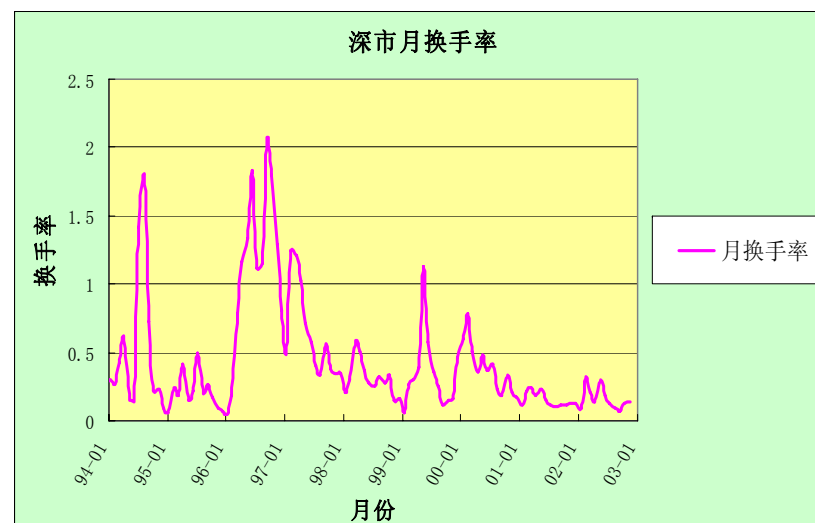


图 16 沪市月 Amihud 非流动性比率

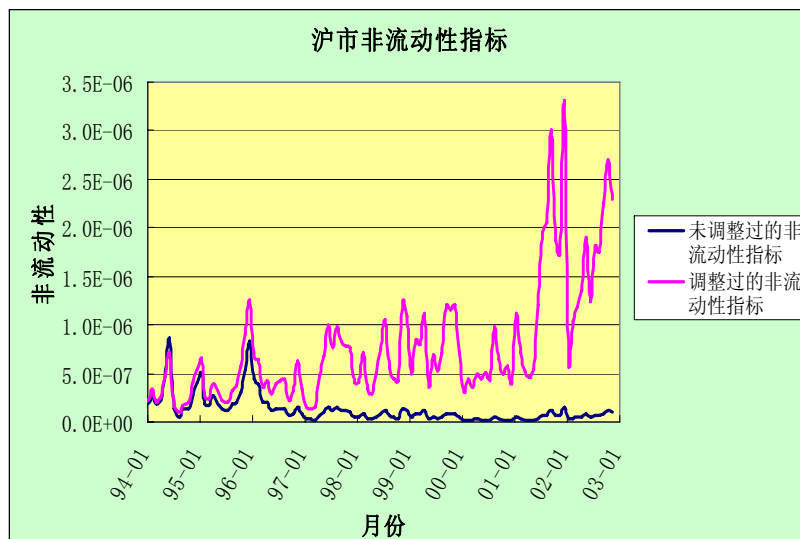


图 17 深市月 Amihud 非流动性比率

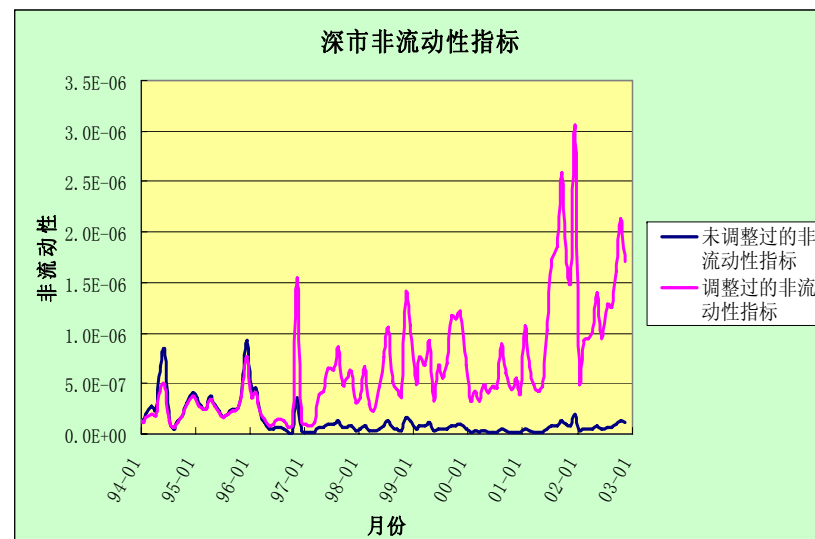


图 18 沪市 RREV 收益反转指标

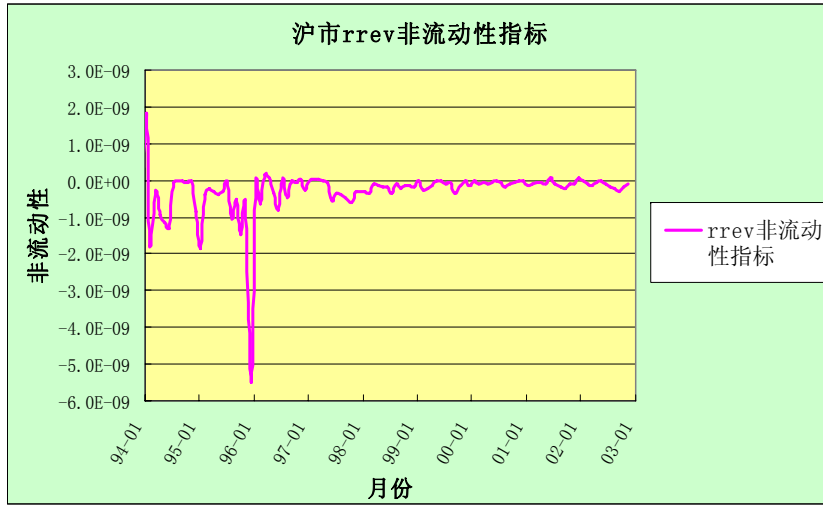
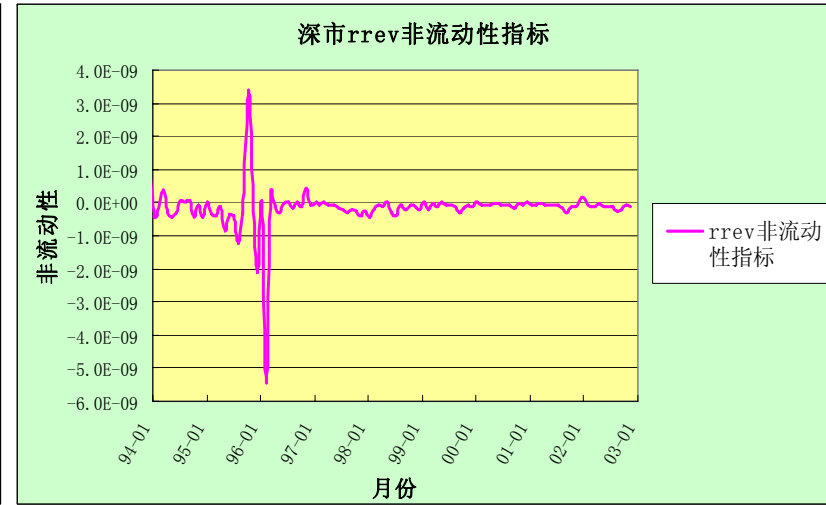


图 19 深市 RREV 收益反转指标



为了计算和阅读的方便起见，我们对 Amihud 非流动性比率和 RREV 收益反转指标进行了调整，将它们分别乘以 10^7 和 10^9 。表 7—表 10 给出了这些流动性指标的统计特征描述：

表 7 深、沪两市的日换手率和日 Amihud 非流动性比率

	DSZ_ILLIQ	DSH_ILLIQ	DSZ_TV	DSH_TV
均值	0.314	0.376	0.021	0.023
中值	0.209	0.256	0.012	0.015
最大值	6.63	4.21	0.150536	0.258256
最小值	0.0085	0.0005	0.001034	0.002307
J-B检验	395010.0**	23134.48**	4517.975**	45741.97**

其中，**代表在 1%水平上显著，DSZ_ILLIQ 和 DSH_ILLIQ 分别表示深市和沪市的日 Amihud 非流动性比率，DSZ_TV 和 DSH_TV 表示深市和沪市的日换手率。

表 8 深、沪两市的月换手率、月 Amihud 非流动性比率和 RREV 收益反转指标

	MSZ_ILLIQ	SZ_RREV	MSZ_TV	MSH_ILLIQ	SH_RREV	MSH_TV
均值	6.345	-0.164	0.432	7.632	-0.276	0.473
中值	4.70	-0.104	0.274	5.42	-0.124	0.335
最大值	30.4	3.40	2.052	32.9	1.79	3.169
最小值	0.636	-5.44	0.048	1.06	-5.52	0.053
J-B检验	117.54**	5910.77**	118.04**	121.64**	7055.95**	934.40**

其中，**代表在 1%水平上显著，MSZ_ILLIQ 和 MSH_ILLIQ 分别表示深市和沪市的月 Amihud 非流动性比率，SZ_RREV 和 SH_RREV 分别表示深市和沪市的 RREV 收益反转指标，MSZ_TV 和 MSH_TV 分别表示深市和沪市的月换手率。

表 9 深、沪两市日流动性指标间的相关系数

	DSH_ILLIQ	DSH_TV	DSZ_ILLIQ	DSZ_TV
DSH_ILLIQ	1.000000			
DSH_TV	-0.373249	1.000000		
DSZ_ILLIQ	0.494684	-0.258797	1.000000	
DSZ_TV	-0.282913	0.536369	-0.342597	1.000000

表中变量的定义与表 7 相同。

表 10 深、沪两市月流动性指标间的相关系数

	MSH_ILLIQ	SH_RREV	MSH_TV	MSZ_ILLIQ	SZ_RREV	MSZ_TV
MSH_ILLIQ	1.000000	-0.034805	-0.462874	0.956705	-0.025029	-0.417297
SH_RREV	-0.034805	1.000000	0.066216	0.049415	0.217615	0.150300
MSH_TV	-0.462874	0.066216	1.000000	-0.430346	0.095555	0.778084
MSZ_ILLIQ	0.956705	0.049415	-0.430346	1.000000	0.002633	-0.419063
SZ_RREV	-0.025029	0.217615	0.095555	0.002633	1.000000	0.102408
MSZ_TV	-0.417297	0.150300	0.778084	-0.419063	0.102408	1.000000

表中变量的定义与表 8 相同。

从表 7 和表 8 中我们可以看出，各流动性指标的波动非常剧烈，尤其是日指标，最大值和最小值的差距都超过了 100 倍。举日换手率为例，深市的日最高换手率为 15.05%，这意味着股票的平均持有期仅为 6 天多；而最低的日换手率只有 0.1%，说明当日股票交易极为清淡，最高和最低二者相差了 150 多倍。而沪市的最高换手率更是高达 25.8%，也就是不到 4 天股票就换手一次。

表 9 和表 10 给出了深、沪两市日流动性指标和月流动性指标的相关系数。从表中我们可以看出，Amihud 非流动性比率和换手率之间存在显著的负相关，深市和沪市这二者间的相关系数分别为-0.37 和-0.34；这种负相关关系在月指标中则表现的更为明显，二者的相关系数分别达到-0.46 和-0.42。然而，RREV 收益反转指标和 Amihud 非流动性比率及换手率之间却不存在显著的相关关系，最大的一个相关系数（即深市的 RREV 收益反转指标和深市的月换手率间的相关系数）仅为 0.1。另外，从深市和沪市的各流动性指标之间的交叉相关系数中我们可以发现，两个市场的流动性是紧密相关的，尤其是月流动性指标之间，深、沪两市的 Amihud 非流动性比率之间，及换手率之间的相关系数更是高达 0.96 和 0.78。

第五节 对流动性指标的建模

为了更准确地描述流动性的特性，我们选取了日换手率和日 Amihud 非流动性比率作为研究对象，对流动性的时间序列特征进行研究。图 20—图 23 分别给出了深、沪两市日换手率和日 Amihud 非流动性比率 5 阶的自相关系数图及相应的 Q 统计量。从图中我们可以看出这些流动性指标都存在显著的序列自相关，其自相关系

数衰减比较缓慢，而偏自相关系数则迅速衰减。而且，对两个流动性指标时间序列的 ADF 检验拒绝了存在单位根的原假设，即两个序列都是平稳的。表 11 给出了单位根检验的结果。因此我们可以用 ARMA 模型对这些流动性指标序列进行拟合。回归的结果表明用 ARMA(1,1)¹⁸基本上就能抓住这些流动性指标序列的均值特征。但对 ARMA(1,1)模型残差进行 ARCH—LM(Engle,1982)检验表明，残差序列存在着显著的异方差（见表 12—表 15 中的 ARCH(4)和 ARCH(12)检验）。因此，我们进一步使用 ARMA-GARCH 模型对流动性指标序列进行建模。考虑到流动性的波动状况可能会受到当时流动性水平高低的影响，因而我们还尝试了非对称的 GARCH 模型，包括 TGARCH 和 EGARCH。我们采用最大似然估计法(MLE)对模型的参数进行估计。表 12—表 15 分别给出了深、沪两市日换手率和日 Amihud 非流动性比率的 ARMA 模型，ARMA-GARCH 模型，ARMA-TGARCH 模型和 ARMA-EGARCH 模型参数估计的结果。表中只给出了四种模型的参数估计结果，对于每种模型中的 ARMA 滞后阶数和 GARCH 滞后阶数的选择，我们是根据 AIC 和 SIC 标准进行选择的。

从表中我们可以看出，深、沪两市日换手率和日 Amihud 非流动性比率都存在“杠杆效应”，TGARCH 和 EGARCH 的参数估计都是显著的，而且，EGARCH 的表现要优于 TGARCH。下面我们给出了各流动性指标最优模型的表达式：

描述沪市日 Amihud 非流动性比率的最佳模型是 ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)，估计出的方程为：

$$x_t = 0.296 + 0.953 * x_{t-1} + \varepsilon_t - 0.628 * \varepsilon_{t-1}$$

$$\log \sigma_t^2 = -0.749 - 0.084 * \log \sigma_{t-1}^2 + 0.911 * \log \sigma_{t-2}^2$$

$$+ 0.09 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0.068 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + 0.35 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.309 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$$

描述深市日 Amihud 非流动性比率的最佳模型是 ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)，估计出的方程为：

$$x_t = 0.201 + 0.879 * x_{t-1} + \varepsilon_t - 0.516 * \varepsilon_{t-1}$$

¹⁸ 对于 ARMA 模型中滞后阶数的选择，我们是在保证 ARMA 模型能正确拟合数据的均值特征（即残差不存在序列相关）的基础上，遵循节省（parsimony）的原则，选择尽可能少的滞后阶数。除了 ARMA(1,1)之外，我们还尝试了 AR(1)—AR(5)，ARMA(1-3,1-3)等模型。

$$\log \sigma_t^2 = -1.007 + 0.643 * \log \sigma_{t-1}^2 + 0.182 * \log \sigma_{t-2}^2 - 0.588 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 1.358 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + 0.751 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.717 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$$

描述沪市日换手率的最佳模型是 ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)，估计出的方程为：

$$x_t = 0.015 + 0.943 * x_{t-1} + \varepsilon_t - 0.184 * \varepsilon_{t-1}$$

$$\log \sigma_t^2 = -1.658 - 0.014 * \log \sigma_{t-1}^2 + 0.927 * \log \sigma_{t-2}^2 + 0.57 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0.567 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + 0.021 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.144 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$$

描述深市日换手率的最佳模型是 ARMA(1,1)-EGARCH(1,2)，估计出的方程为：

$$x_t = 0.012 + 0.857 * x_{t-1} + \varepsilon_t - 0.162 * \varepsilon_{t-1}$$

$$\log \sigma_t^2 = -1.658 + 0.451 * \log \sigma_{t-1}^2 + 0.522 * \log \sigma_{t-2}^2 + 0.659 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.16 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

表11 深、沪市日Amihud非流动性比率和日换手率的单位根检验

流动性指标	ADF统计值	(C,T,k)	1%临界值	D-W
DSH_ILLIQ	-6.3866	(C,T,7)	-3.9622	1.99
DSH_TV	-8.3489	(C,T,7)	-3.9622	2.00
DSZ_ILLIQ	-8.4882	(C,T,7)	-3.9623	2.00
DSZ_TV	-5.2857	(C,T,9)	-3.9623	2.00

**代表在1%水平上显著，(C,T,k)分别代表ADF检验中的常数项、趋势项和滞后阶数。

图20 沪市日Amihud非流动性比率的自相关图

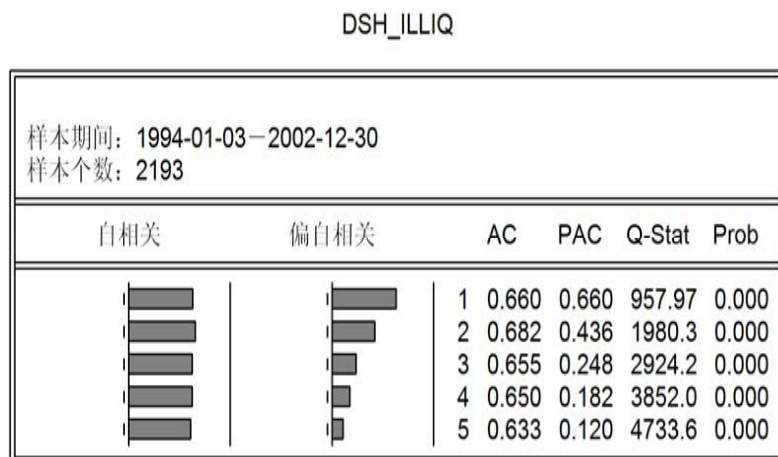


图22 沪市日换手率的自相关图

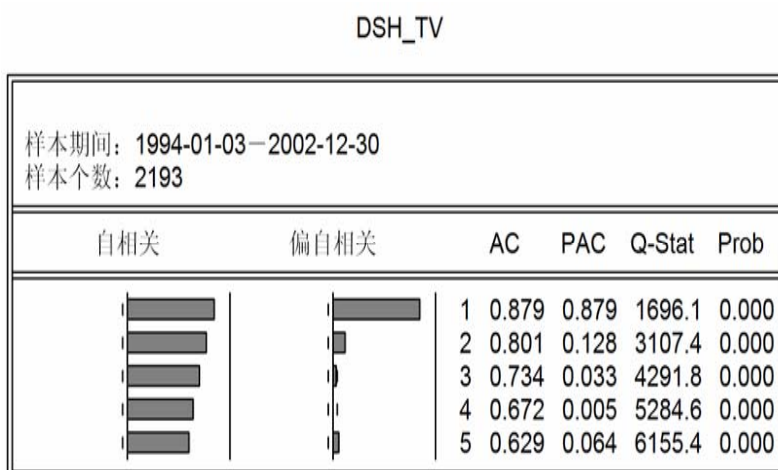


图21 深市日Amihud非流动性比率的自相关图

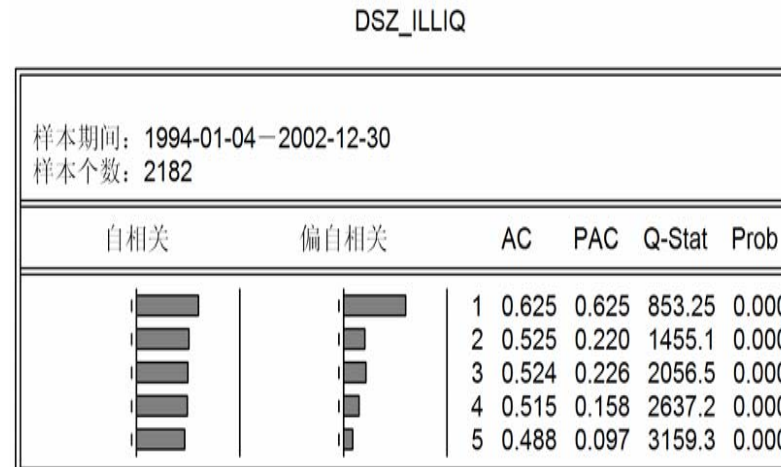


图23 深市日换手率的自相关图

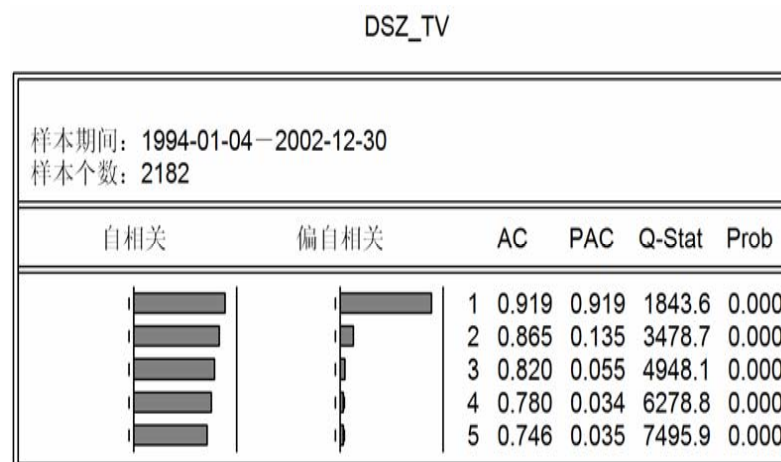


表 12 沪市日 Amihud 非流动性比率的 ARMA-GARCH 模型
参数的最大似然估计

参数	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)-GARCH(2,2)	ARMA(1,1)-TGARCH(2,2)	ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)
c	0.3996 (5.36)	0.458 (4.01)	0.251 (2.90)	0.296 (11.23)
ϕ_1	0.983 (213.45)	1.009 (228.95)	0.985 (319.08)	0.953 (233.89)
θ_1	-0.752 (-46.94)	-0.592 (-28.28)	-0.594 (-27.21)	-0.628 (-50.06)
ω		0.005 (25.99)	0.002 (12.96)	-0.749 (-14.00)
β_1		0.132 (3.84)	0.973 (20.72)	-0.084 (-13.25)
β_2		0.198 (6.61)	-0.219 (-6.51)	0.911 (156.01)
γ			-0.629 (-13.32)	
α_1		0.171 (7.60)	0.478 (10.62)	0.09 (6.69)
α_2		0.789 (17.56)	0.099 (3.33)	0.068 (5.01)
γ_1				0.35 (29.17)
γ_2				0.309 (27.97)
似然比率	-22.53	807.81	807.81	850.54
ARCH(4)	74.96 [0.00]	0.075 [0.98]	0.059 [0.99]	0.033 [1.00]
ARCH(12)	40.92 [0.00]	0.054 [1.00]	0.042 [1.00]	0.017 [1.00]
残差的正态性检验	42911 [0.00]	346883 [0.00]	606620 [0.00]	258871 [0.00]

ARCH(4)和 ARCH(12)分别是对残差的 ARCH-LM(4)和 ARCH-LM(12)检验。

ARMA(1,1)模型的形式为: $x_t = c + \phi_1 * x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 * \varepsilon_{t-1}$

GARCH(2,2)模型的形式为: $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2$

TGARCH(2,2)模型的形式为:

$\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2$

EGARCH(2,2)模型的形式为:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta_1 * \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 * \log \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

$$+ \alpha_2 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + \gamma_1 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma_2 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$$

表 13 深市日 Amihud 非流动性比率的 ARMA-GARCH 模型
参数的最大似然估计

参数	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)-GARCH(2,2)	ARMA(1,1)-TGARCH(2,2)	ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)
c	0.321 (7.01)	0.288 (88.97)	0.209 (39.66)	0.201 (15.85)
ϕ_1	0.962 (130.42)	0.609 (24.57)	0.619 (14.62)	0.879 (118.38)
θ_1	-0.704 (-36.89)	-0.592 (-28.28)	-0.314 (-4.86)	-0.516 (-22.99)
ω		0.0009 (3.57)	0.0002 (4.26)	-1.007 (-27.89)
β_1		0.582 (15.56)	1.283 (20.72)	0.643 (18.99)
β_2		-0.116 (-6.51)	-0.432 (-20.18)	0.182 (5.69)
γ			0.948 (7.86)	
α_1		0.09 (5.12)	0.129 (5.11)	-0.588 (-14.67)
α_2		1.663 (13.27)	0.069 (2.29)	1.358 (22.59)
γ_1				0.751 (19.06)
γ_2				-0.717 (-12.95)
似然比率	-285.49	368.16	386.12	449.99
ARCH(4)	289.53 [0.00]	0.052 [0.99]	0.042 [0.99]	0.0049 [1.00]
ARCH(12)	97.18 [0.00]	0.020 [1.00]	0.021 [1.00]	0.0031 [1.00]
残差的正态性检验	2072501 [0.00]	4597872 [0.00]	2507995 [0.00]	2060669 [1.00]

ARCH(4)和 ARCH(12)分别是对残差的 ARCH-LM(4)和 ARCH-LM(12)检验。

ARMA(1,1)模型的形式为: $x_t = c + \phi_1 * x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 * \varepsilon_{t-1}$

GARCH(2,2)模型的形式为: $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2$

TGARCH(2,2)模型的形式为:

$\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2$

EGARCH(2,2)模型的形式为:

$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta_1 * \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 * \log \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$

$+ \alpha_2 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + \gamma_1 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma_2 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$

表 14 沪市日换手率的 ARMA-GARCH 模型
参数的最大似然估计

参数	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)-GARCH(2,2)	ARMA(1,1)-TGARCH(2,2)	ARMA(1,1)-EGARCH(2,2)
c	0.023 (9.29)	0.014 (15.94)	0.015 (15.03)	0.015 (11.43)
ϕ_1	0.913 (92.63)	0.92 (136.31)	0.916 (113.69)	0.943 (143.97)
θ_1	-0.154 (-6.43)	-0.036 (-1.97)	-0.027 (-1.47)	-0.184 (-9.33)
ω		4.75E-07 (4.32)	6.87E-07 (5.96)	-1.658 (-25.44)
β_1		0.979 (14.65)	0.946 (13.49)	-0.014 (-2.34)
β_2		-0.264 (-6.48)	-0.248 (-5.48)	0.927 (154.68)
γ			-0.292 (-5.93)	
α_1		0.376 (18.94)	0.411 (16.97)	0.57 (27.86)
α_2		0.19 (3.23)	0.309 (4.86)	0.567 (28.47)
γ_1				0.021 (1.27)
γ_2				0.144 (7.53)
似然比率	6584.42	7996.07	8006.61	8041.68
ARCH(4)	93.11 [0.00]	1.19 [0.31]	2.198 [0.07]	0.14 [0.96]
ARCH(12)	45.18 [0.00]	0.59 [0.85]	0.92 [0.52]	0.178 [1.00]
残差的正态性检验	159469 [0.00]	57684 [0.00]	58906 [0.00]	53059 [0.00]

ARCH(4)和 ARCH(12)分别是对残差的 ARCH-LM(4)和 ARCH-LM(12)检验。

ARMA(1,1)模型的形式为: $x_t = c + \phi_1 * x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 * \varepsilon_{t-1}$

GARCH(2,2)模型的形式为: $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2$

TGARCH(2,2)模型的形式为:

$\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2$

EGARCH(2,2)模型的形式为:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta_1 * \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 * \log \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

$$+ \alpha_2 * \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + \gamma_1 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma_2 * \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}}$$

表 15 深市日换手率的 ARMA-GARCH 模型
参数的最大似然估计

参数	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)-GARCH(2,1)	ARMA(1,1)-TGARCH(1,2)	ARMA(1,1)-EGARCH(1,2)
c	0.021 (7.47)	0.014 (24.98)	0.012 (21.27)	0.012 (23.34)
ϕ_1	0.943 (122.83)	0.858 (104.75)	0.876 (102.85)	0.857 (98.81)
θ_1	-0.164 (-7.19)	-0.132 (-4.16)	-0.196 (-7.05)	-0.162 (-5.21)
ω		2.10E-06 (10.50)	-2.37E-08 (-0.27)	-1.658 (-25.44)
β_1		0.545 (38.63)	0.198 (6.41)	0.451 (17.04)
β_2			0.559 (20.29)	0.522 (20.34)
γ			0.487 (8.22)	
α_1		0.381 (9.629)	0.269 (18.83)	0.659 (28.02)
α_2		0.389 (7.15)		
γ_1				-0.16 (-7.33)
γ_2				
似然比率	7178.99	8119.18	8150.46	8162.12
ARCH(4)	82.86 [0.00]	0.012 [1.00]	0.052 [0.99]	0.061 [0.99]
ARCH(12)	32.62 [0.00]	0.02 [1.00]	0.048 [1.00]	0.047 [1.00]
残差的正态性检验	28033 [0.00]	1032107 [0.00]	457289 [0.00]	279430 [0.00]

ARCH(4)和 ARCH(12)分别是对残差的 ARCH-LM(4)和 ARCH-LM(12)检验。

ARMA(1,1)模型的形式为: $x_t = c + \phi_1 * x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 * \varepsilon_{t-1}$

GARCH(2,1)模型的形式为: $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2$

TGARCH(1,2)模型的形式为: $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2$

EGARCH(1,2)模型的形式为:

$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta_1 * \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 * \log \sigma_{t-2}^2$

$+ \alpha_1 * \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 * \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$

第六节 流动性与收益率关系研究

在传统的金融文献中，一般都假设市场无摩擦，不存在交易成本，然而，现实中的金融市场并非如此，在交易过程中总是会产生这样或者那样的成本。但很多学者都认为交易成本相对于收益来说显得很小，因此交易成本的影响微不足道，可以忽略不计。但是，近 10 多年来对流动性的研究表明，情况并非如此，尽管金融市场中的交易成本与其它市场相比要小的多，但并不是真的像人们所想象的那样，小到可以忽略不计。

我们可以把股票收益与交易成本之间的关系用下式来表示：

$$E_{t-1}(R_t) = E_{t-1}(\hat{R}_t^0) + E_{t-1}(c_t) \quad (30)$$

R_t —包含交易成本的股票收益，

\hat{R}_t^0 —扣除成本的股票收益，

c_t —交易成本。

这里的交易成本是一个广义的概念，是一个和流动性紧密相关的概念。从理论上说，它不仅包含了交易过程中实际发生的费用，还包括由于交易引起价格变动而带来的损失，甚至包括由于市场流动性不足导致无法交易而造成的损失。因而，它所衡量的内容和流动性是基本一致的，交易成本的高低直接反映了流动性的高低。所以，预期流动性水平的高低会直接影响到预期收益率，我们将这种影响称之为水平效应(level effect)。

如果非流动性存在持续性(persistence)，那么就意味着它可以用来预测市场回报。假设交易成本（非流动性） c_t 服从一阶自回归过程：

$$c_t = \rho c_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0, \quad 0 < \rho < 1, \quad (31)$$

则我们可以将 t 期的非流动性 c_t 分解为两个部分，一部分是 $(t-1)$ 期对 t 期的预期值 ρc_{t-1} ，另一部分则是 t 期当期的流动性冲击 ε_t 。下面我们来看一下这两部分是如何影响当期收益率的。

先将 (31) 代入 (30)，则：

$$E_{t-1}(R_t) = E_{t-1}(\hat{R}_t^0) + \rho c_{t-1} \quad (32)$$

即上一期的非流动性可以预测这一期的收益率。从 (32) 中我们可以看出，被预期到的非流动性 ρc_{t-1} 越大，则投资者要求的预期回报越高。而 t 期实现的收益率为：

$$R_t = E_{t-1}(R_t) + v_t = E_{t-1}(\hat{R}_t^0) + \rho c_{t-1} + v_t, v_t : i.i.d.N(0, \sigma_t^2) \quad (33)$$

从 (33) 中可以看出，只要 $\rho > 0$ ，则非流动性与当期的股票回报就会存在正相关关系。

但是，另一方面，当期的流动性冲击 ε_t 对股票收益率却有相反的影响。我们将时间窗口往后推一期，则：

$$E_t(R_{t+1}) = E_t(\hat{R}_{t+1}^0) + \rho c_t = E_t(\hat{R}_{t+1}^0) + \rho^2 c_{t-1} + \rho \varepsilon_t \quad (34)$$

因此，当期的流动性冲击 ε_t 越大，则投资者在 t 期要求的预期收益率就越高，t 期的价格就越低，从而 t 期实现的收益率就越低^①。从这里我们推出与式 (33) 中相反的结论，即非流动性与当期的股票回报存在负相关关系。

最终，非流动性与当期的股票回报之间的关系就取决于当期的非流动性主要是由预期到的非流动性引起的，还是由当期未被预期到的流动性冲击引起的。表 16 和表 17 给出了深、沪两市日 Amihud 非流动性比率及日换手率和市场日超额收益率的相关系数。

**表 16 沪市日 Amihud 非流动性比率及日换手率
和市场日超额收益率的相关系数**

	DSH_ILLIQ	-DSH_TV	RM_SH
DSH_ILLIQ	1.000000		
-DSH_TV	0.374112	1.000000	
RM_SH	-0.117542	-0.277727	1.000000

DSH_ILLIQ 表示日 Amihud 非流动性比率，DSH_TV 表示日换手率，RM_SH 表示市场日超额收益率。由于换手率本身衡量的是流动性，因此前面加一个负号，以衡量非流动性。

^① 这里要注意区分预期收益率(expected return)和实现的收益率(realized return)。 $E_t(R_{t+1})$ 是 t 期的预期收益率，而 t 期实现的收益率 $R_t = [t \text{ 期的价格} - (t-1) \text{ 期的价格}] / t \text{ 期的价格}$ 。因此，t 期的价格越低，就意味着 t 期实现的收益率越低。

表 17 深市日 Amihud 非流动性比率及日换手率
和市场日超额收益率的相关系数

	DSZ_ILLIQ	-DSZ_TV	RM_SZ
DSZ_ILLIQ	1.000000		
-DSZ_TV	0.342597	1.000000	
RM_SZ	-0.194108	-0.229111	1.000000

DSZ_ILLIQ 表示日 Amihud 非流动性比率，DSZ_TV 表示日换手率，RM_SZ 表示市场日超额收益率。由于换手率本身衡量的是流动性，因此前面加一个负号，以衡量非流动性。

从表 16 和表 17 中可以看出，我国股市的市场收益率与非流动性是负相关的。根据前面的推断，这意味着在我国，市场收益率与非流动性之间的关系主要是由当期的流动性冲击对市场收益率的影响造成的。

下面，我们依照 Amihud(2002)和 Akiko(2003)的检验方法，对这个推断进行进一步验证。我们假设投资者是用一阶自回归(AR(1))模型来对市场的非流动性进行预测：

$$IL_t = d_0 + d_1 IL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

这样，t 时刻的被预期到的非流动性 IL_t^E 就可以写成：

$$IL_t^E = d_0 + d_1 IL_{t-1} \quad (36)$$

而未被预期到的非流动性 IL_t^U 就是 (33) 中的残差 ε_t 。表 18 给出了深、沪两市的日 Amihud 非流动性比率及日换手率一阶自回归 AR(1)的结果。

表 18 深、沪两市日 Amihud 非流动性比率及日换手率的 AR(1)参数估计

	沪市		深市	
	ILLIQ	TV	ILLIQ	TV
d_0	0.377 (20.65)	0.023 (10.89)	0.315 (18.63)	0.021 (8.93)
d_1	0.662 (41.24)	0.879 (86.23)	0.625 (37.39)	0.919 (108.59)
R^2	0.437	0.77	0.39	0.84
D-W	2.579	2.224	2.28	2.25

ILLIQ 为日 Amihud 非流动性比率，TV 为日换手率。

我们通过将市场超额收益率分别对非流动性的两个部分， IL_t^E 和 IL_t^U ，进行回归，来检验它们各自对市场收益率的影响：

$$R_{m,t} - R_{f,t} = c_0 + c_1 IL_t^E + c_2 IL_t^U + \varepsilon_t \quad (37)$$

表 19 给出了回归的结果：

表 19 市场流动性与市场超额收益率

	沪市		深市	
	ILLIQ	-TV	ILLIQ	TV
截距	-0.001 (-0.25)	0.0045* (1.956)	-0.0006 (-0.24)	0.0001 (0.067)
IL_t^E	0.146 (0.257)	0.069 (1.605)	0.135 (0.659)	0.018 (0.667)
IL_t^U	-0.754** (-3.678)	-0.335** (10.47)	-1.242** (8.013)	-0.336** (-10.84)
R^2	0.12	0.52	0.38	0.13
D-W	2.24	2.85	2.06	1.72

**表示 1%水平上显著,*表示 5%水平上显著。ILLIQ 和 TV 的定义与表 17 相同。在 TV 前加一个负号也是为了衡量非流动性。

从表 19 的结果中, 我们发现 IL_t^U 的系数都是负的, 而 IL_t^E 的系数是正的, 这与 Amihud(2002)得出的结果是一致的, 也证实了我们从式 (33) 和式 (34) 得出的推断, 即被预期到的非流动性与即期股票回报之间存在正向相关关系, 而未被预期到的流动性冲击与即期股票回报之间存在负向的相关关系。但是, 与 Amihud(2002)不同的是, 只有 IL_t^U 的系数是显著的, 而 IL_t^E 的系数是不显著的。这说明, 在我国, 流动性溢价主要是来源于未被预期到的流动性冲击。这跟我国股市尚不成熟有很大的关系。由于我国股市的投机气氛比较浓, 股市经常大起大落, 在股市低迷的时候, 市场成交非常清淡, 市场的流动性大大降低; 而在股市高涨的时候, 则交易十分活跃, 市场上流动性充足^①, 这就造成了流动性在不同时段剧烈的波动, 使投资者难以准确地进行预期。而且, 在股市低迷的时候, 政府经常会出台各种政策救市, 政府政策的参与更是加大了投资者预期的难度。因此, 这就使得未被预期到的流动性冲击对预期收益率的影响要大于被预期到的非流动性的影响。

第七节 流动性风险的系统性

自 Chordia, Roll 和 Subrahmanyam(2000)发现美国股票市场的个股流动性之间存在共性后, 国外的学者相继对流动性风险的系统性问题进行了研究。本文也试图用中国股票市场的数据对这个问题进行实证研究。这里主要对日 Amihud 非流动性比率进行研究, 因为该指标与高频数据计算出来的流动性指标有很强的相关性^②。附表 4 和附表 5 给出了深、沪两市日 Amihud 非流动性比率与深度、广度及各种价差间的相关系数。

在对流动性风险的系统性进行检验时, 我们主要采取了两种方法:

一种是 Amihud(2002) 及 Pastor 和 Stambaugh(2003)所使用的方法。其基本思想如下:

首先, 每年将个股的流动性值与市场的流动性值进行回归^③:

^① 由于我国股市是单边市, 在行情看好的时候, 成交就相对比较活跃, 而行情比较低迷时, 成交就很清淡。其主要原因是我国不存在做空的机制, 因此在市场行情下跌时, 投资者就缺乏获利的手段, 交易的意愿不足。

^② Hasbrouck(2003)发现 Amihud 的非流动性比率是所有从非高频数据中构建出来反映市场影响成本指标中的最佳指标。他用高频数据估计出 Kyle(1985)的 λ , 发现个股的非流动性比率与 λ 的相关系数为 0.47, 而组合的非流动性比率与 λ 的相关系数则达到 0.90。

^③ 由于我们的每年的样本股数量是动态调整的, 因此只能逐年进行回归。

$$DIL_{i,y,t} = a_i + b_i DIL_{m,y,t} + \varepsilon_t \quad (38)$$

$DIL_{i,y,t}$ 表示第 i 只股票在 y 年第 t 日的流动性变动值；

$DIL_{m,y,t}$ 表示在 y 年第 t 日市场的流动性变动值。

然后，根据回归出来的每只股票的参数 b_i （流动性 β ）及其 t 统计量，计算 b_i 显著的股票占股票总数的百分比。如果大部分股票的流动性 β 值都是显著的，那么说明流动性风险是一种系统性风险；反之，则说明流动性风险不具有系统性。图 22 和图 23 给出了每年深、沪两市具有显著流动性 β 的个股占总样本个股数的比例。

图 22 沪市流动性 β 显著百分比

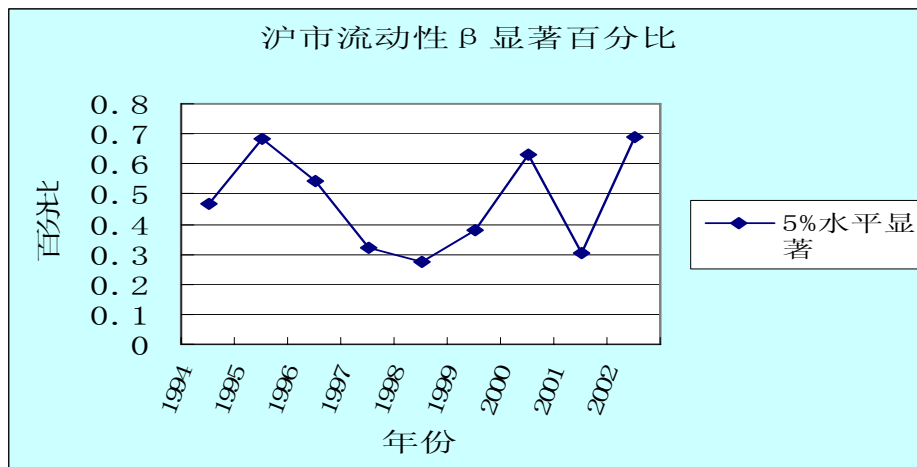


图 23 深市流动性 β 显著百分比

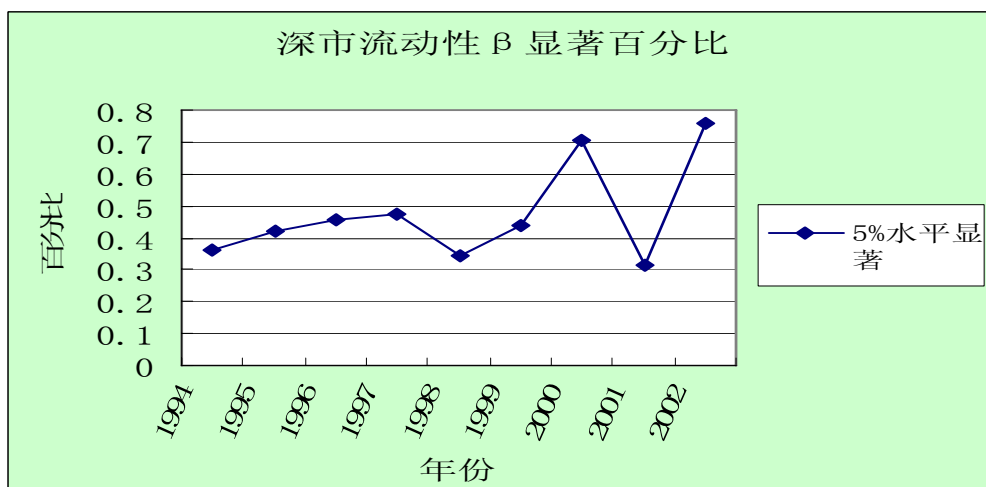


表 20 则给出了 9 年间（1994-2002）深、沪两市具有显著流动性 β 的个股占总样本个股数的比例的总体情况（由每年的比例进行算术平均而来）。

表 20 深、沪两市流动性 β 显著比例

沪市流动性 β		深市流动性 β	
正的 b 所占百分比	65.12%	正的 b 所占百分比	65.86%
b 显著(5%)所占百分比	47.73%	b 显著(5%)所占百分比	47.37%
其中： b 显著(5%)且为正的百分比	36.1%	其中： b 显著(5%)且为正的百分比	36%

从表中可以看出，大约有一半的股票的流动性 β 是显著的，这说明了我国股票市场的流动性风险具有系统性。

另一种方法是主成分分析。我们用 Matlab 软件的主成分分析程序对日 Amihud 非流动性比率的一阶差分数据进行主成分分析。表 21、表 22 以及图 24 和图 25 给出了主成分分析的结果：

表21 沪市各年流动性指标前七个主成分的方差贡献率

	沪市各年流动性指标前七个主成分								
	1994 (%)	1995 (%)	1996 (%)	1997 (%)	1998 (%)	1999 (%)	2000 (%)	2001 (%)	2002 (%)
成分 1	47.734	24.211	46.593	14.794	19.89	11.482	35.437	33.267	19.359
成分 2	7.9527	15.832	20.337	9.0484	7.1094	7.9653	7.263	9.2878	12.085
成分 3	4.656	14.671	5.9534	6.9662	4.7648	4.6179	6.6853	7.9833	9.638
成分 4	4.0889	5.0608	4.0166	4.7087	4.3671	4.5095	4.4265	6.5522	5.7826
成分 5	3.314	5.015	2.9829	4.2064	4.0556	3.9576	2.9643	4.2557	4.6814
成分 6	2.2912	3.5075	2.6645	3.9241	3.4814	3.648	2.5752	3.3344	3.6543
成分 7	1.85	2.9283	1.9951	3.6552	2.6571	3.0903	1.9845	2.3532	2.2335
累计	71.8868	71.2256	84.5425	47.303	46.3254	39.2706	61.3358	67.0336	57.4338

表22 深市各年流动性指标前七个主成分的方差贡献率

	深市各年流动性指标前七个主成分								
	1994(%)	1995(%)	1996(%)	1997(%)	1998(%)	1999(%)	2000(%)	2001(%)	2002(%)
成分 1	25.378	32.385	14.152	18.638	86.504	13.333	57.977	42.875	29.003
成分 2	15.627	9.0546	12.081	8.1229	3.1933	9.7993	8.5195	21.039	15.154
成分 3	9.4391	4.7983	10.426	7.0501	0.92902	5.0245	6.5818	4.4136	10.375
成分 4	6.2773	4.2393	7.5808	5.9216	0.7215	4.4021	3.6916	4.3198	8.9092
成分 5	5.328	3.6071	5.689	4.0486	0.54411	3.477	1.203	3.1191	5.6067
成分 6	4.1945	3.3723	4.7103	3.4295	0.47094	2.9181	1.0763	1.996	4.1129
成分 7	3.2671	3.0538	4.5047	2.9327	0.36498	2.5767	0.9238	1.4765	3.2238
累计	69.511	60.5104	59.1438	50.1434	92.72785	41.5307	79.973	79.239	76.3846

图 24 沪市流动性指标主成分分析结果

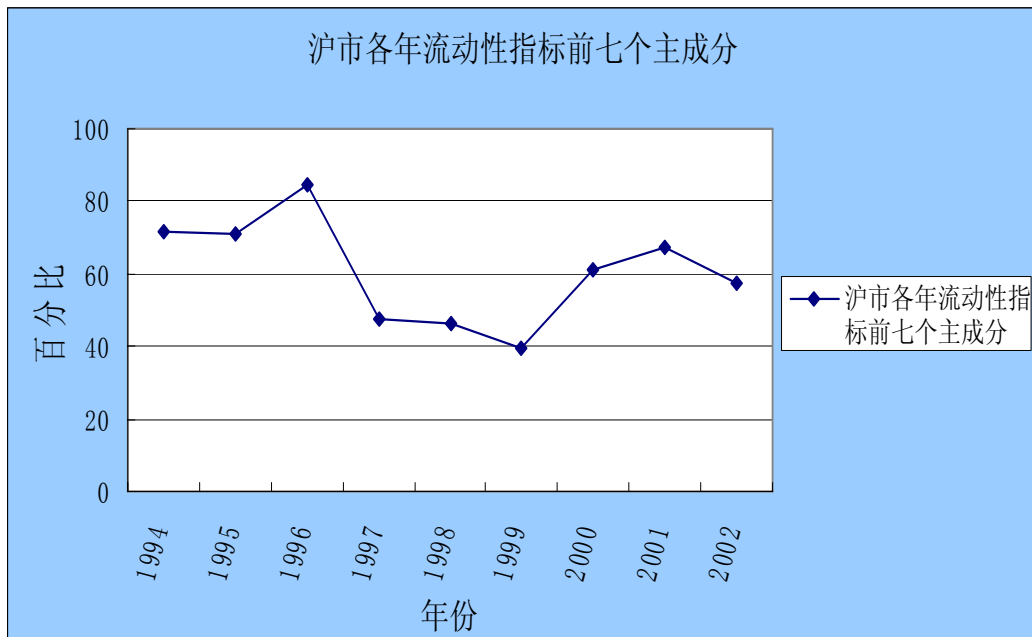
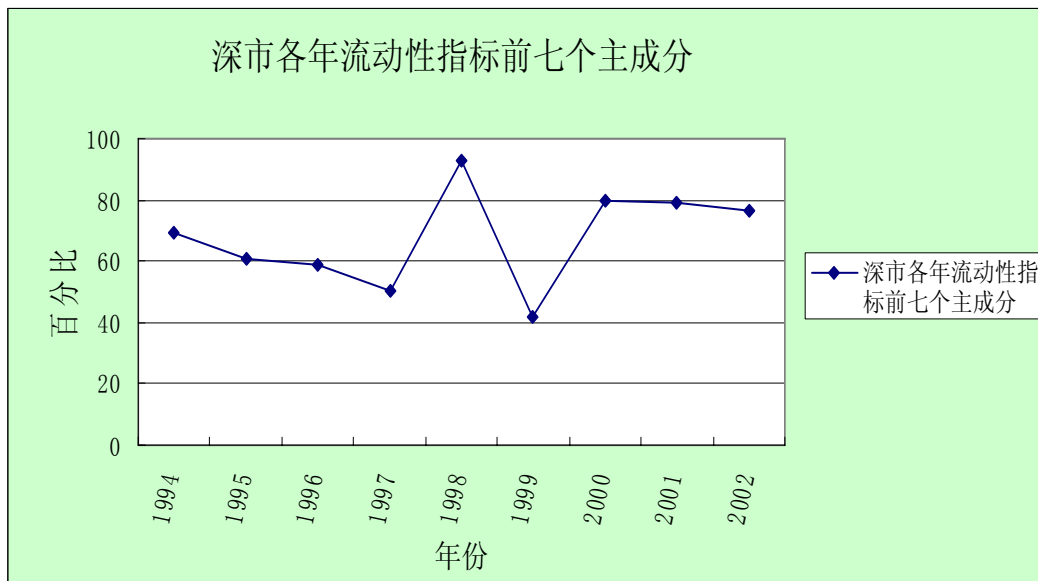


图 25 深市流动性指标主成分分析结果



从主成分分析的结果中我们可以看出，前 3 个主成分一般就能解释所有个股流动性变动的 50%，而前 7 个主成分基本上能解释 70%—80% 的个股流动性的变动，这也说明了中国股市的个股流动性存在明显的共同变化的特征。

第八节 流动性风险溢价的检验

既然流动性风险具有系统性，那么从理论上说，就会相应地存在流动性风险溢价。这也就是流动性影响预期收益率的第二个渠道——风险效应(risk effect)。在这里，我们也以 Amihud 非流动性比率作为研究对象，并根据第二章中的方法，将流动性风险分解为三个部分，对流动性风险的这三个部分是否存在风险溢价分别进行检验。

1、对于 $\text{cov}_t(ILLIQ_{i,t}, ILLIQ_{M,t})$ 部分，我们先将 $ILLIQ_{i,t}$ 对 $ILLIQ_{M,t}$ 进行回归：

$$ILLIQ_{i,t} = a_i + b_i ILLIQ_{M,t} + \varepsilon_t \quad (39)$$

$ILLIQ_{i,t}$ 是个股的日 Amihud 非流动性比率， $ILLIQ_{M,t}$ 是市场的日 Amihud 非流动性比率。

然后，根据（39）中回归出来的参数 b_i 按从低到高进行排序，每年都将所有的股票分成 10 组，其中第一组是 b_i 值最小的，第 10 组是 b_i 值最大的，分别计算每个组合的组合收益率。接着，分别用 CAPM 和 Fama-French 的三因素模型对这些组合进行检验：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p r_{m,t} + \varepsilon_t \quad (40)$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{1,p} r_{m,t} + \beta_{2,p} HML_t + \beta_{3,p} SML_t + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$p = 1, L, \dots, 10$$

在（40）和（41）中，如果 α_p 都是显著的，即各组合的回报不能完全由 CAPM 或 Fama-French 的三因素模型进行解释，那么就说明由 $\text{cov}_t(ILLIQ_{i,t}, ILLIQ_{M,t})$ 带来的流动性风险存在溢价；反之，则表示不存在。对于 α_p 是否显著，一是可以看各个 α_p 的 t 统计值是否超过临界值，判断单个 α_p 是否显著；二是用 GRS

（Gibbons, Ross 和 Shanken, 1989）检验，该检验是对各个方程的 α_p 是否都显著的一种联合检验，如果 GRS 统计量超过临界值，则说明 α_p 是联合显著的。附录 1 给出了 GRS 统计量的推导。

2、对于 $\text{cov}_{t-1}(r_{i,t}, ILLIQ_{M,t})$ 部分，我们根据 Pastor 和 Stambaugh(2003)的方法，先对下面的方程进行回归：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{2,i} HML_t + \beta_{3,i} SML_t + \beta_{4,i} ILLIQ_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (42)$$

然后我们根据回归出来的 $\beta_{4,i}$ 从低到高进行排序，每年将股票分成 10 组，并分别计算每个组合的组合收益率。然后也同样用（40）和（41）对组合收益率进行检验，并根据 α_p 显著与否来判断是否存在流动性风险溢价。

3、对于 $\text{cov}_{t-1}(ILLIQ_{i,t}, r_{m,t})$ 部分，我们则是先对以下方程进行回归：

$$c_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (43)$$

然后根据回归出来的 β_i 从低到高进行排序，每年将股票分成 10 组，分别计算各个组合的组合收益率。最后，同样也是用（40）和（41）来对组合收益率进行检验，并根据 α_p 显著与否来判断是否存在流动性风险溢价。

表 23—表 34 给出了检验的结果。对于每种组合我们都分别计算了等权组合收益率和加权（流通市值加权）组合收益率并对其进行检验^①。从表中可以看出，深、沪两市以等权形式构造的组合，其 α_p 项都是不显著的^②。而对于加权组合，深、沪两市第三类流动性风险的溢价都是显著的（p 值为 0）。这说明中国的投资者比较关心个股流动性与市场行情之间的联动关系。在市场行情较好的时候，投资者的投机心理比较重，此时他们交易的目的主要是短期逐利，比较不在乎个股的流动性成本的大小。而在市场行情低迷的时候，投资者一般比较保守，都希望能早日解套，因此就更希望能持有流动性高的股票，便于寻找时机出手。所以，对于那些与市场行情反向变动的股票比较不受投资者的欢迎，为了使投资者愿意持有这些股票，就必须给他们一定的风险溢酬作为补偿。

^① 对于市场收益率、HML 因子和 SML 因子，我们也分别计算了等权和加权两种收益率。但对这等权收益率和加权收益率的选择并不改变最后的结果，因此，我们都是取它们的等权收益率进行研究。

^② 尽管在某些等权组合中，其 Fama-French 三因素模型的截距项是显著的，但是，CAPM 模型基本上都能解释这些等权组合的收益率。两种模型得出的结果不一致，其可能原因是，Fama-French 的三因素模型在中国并不完全适用。

第四章 结论及进一步的研究方向

流动性是证券市场的生命力所在。对流动性的研究不仅具有现实意义，而且还具有重大的理论意义。国外众多学者的研究表明，流动性对资产定价有重要的意义。本文同时使用高频数据和日数据对中国股票市场的流动性进行了实证分析，得出了一些重要的结论：

1、通过对用高频数据计算出来的各种流动性指标的对比，我们发现上海证券交易所的流动性要高于深圳证券交易所。这主要是因为在上交所挂牌的股票中大盘股比较多，而大盘股的流动性一般要高于小盘股。

2、对流动性与收益率之间的关系的研究表明，流动性对收益率有显著的影响，而且这种影响主要是通过未被预期到的流动性冲击实现的。由于中国股票市场比较不成熟，投机气氛比较重，股市经常大起大落，而且它又是一种单边市，不允许卖空交易，因此，在市场行情好的时候，交易比较活跃，而在行情低迷的时候，交易就非常清淡，从而导致流动性波动很厉害，使投资者难以对流动性进行有效地预期。因而，被预期到的非流动性对收益率的影响要比未被预期到的流动性冲击小。

3、对流动性风险溢价的研究表明，中国股市存在流动性风险溢价，这种溢价主要是由个股流动性和市场收益率的联动关系引起的。这说明在市场行情不同时，投资者对个股流动性的需求也不同，流动性与市场行情反向变动的股票比较不受投资者欢迎，存在一定的风险溢价。

本文也存在着一些不足之处，有待于进一步的研究：

1、本文在研究流动性与收益率之间的关系及流动性风险溢价时，都只使用了从日数据中构造出来的流动性指标。然而，一般来说，从高频数据中构造出来的流动性指标更能真实地反映市场的流动性状况^①。但由于我们搜集到的高频数据比较短（只从2001年11月26日到2002年12月30日），因而只能用日数据来替代。如果能够搜集更长期的高频数据，以高频数据进行研究，可能会更有说服力。当然，要搜集和处理长期的高频数据是一个相当艰巨的任务。

^① 从高频数据中计算出来的流动性指标是一种事前（ex ante）指标，它可以反映当前市场上所能提供的流动性的高低；而从日数据中计算出来的流动性指标则是一种事后（ex post）的指标，它实际上是衡量此前已经实现的流动性的高低，因而它是衡量当前市场流动性的一种近似的替代。

2、在研究流动性风险溢价时，我们是采用了类似 Fama-French 构造 HML 和 SML 因子的方法，去构造流动性组合，然后通过对这些组合收益率进行研究来判断是否存在流动性风险溢价。其优点是可以避免因流动性指标不能完全反映真实的流动性而导致对流动性风险溢价的估计失真。但它最大的缺点就是无法估计出流动性风险溢价的大小。所以，如果能构造出一个复合的流动性指标^①，比较准确地反映市场的流动性状况，那么就可以使用这个指标来直接对风险溢价的大小进行估计。

^① 国外已经有一些学者对此进行研究，但遗憾的是，目前还没有一个令人满意的答案。

参考文献

- [1] Acharya, Viral V., and Lasse Heje Pedersen, 2003, "Asset Pricing with Liquidity Risk", Working Paper, London Business School.
- [2] Aiyagari, S.R., and M. Gertler, 1991, "Asset Returns and Transactions Cost and Uninsured Individual Risk: A Stage III Exercise", *Journal of Monetary Economics* 27, 309-331.
- [3] Akiko Fujimoto, 2003, "Liquidity and Expected Market Returns: An Alternative Test", Working Paper, Yale University.
- [4] Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects", *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- [5] Amihud, Y., and H. Mendelson, 1986, "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- [6] Amihud, Y., H. Mendelson, and R. Wood, 1990, "Liquidity and the 1987 Stock Market Crash", *Journal of Portfolio Management*, Spring, 65-69.
- [7] Avramov Doron, John Chao, and Tarun Chordia, 2002, "Hedging Against Liquidity Risk and Short Sale Constraints", Working Paper, University of Maryland.
- [8] Baker, M., and J. C. Stein, 2002, "Market Liquidity as a Sentiment Indicator", NBER Working Paper, No. 8816.
- [9] Bekaert, G., C. Harvey, C. Lundblad, 2003, "Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets", Working Paper, Columbia University.
- [10] Brennan, M., 1970, "Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy", *National Tax Journal*, 417-27.
- [11] 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.
- [12] Brennan, M., and A. Subrahmanyam, 1996, "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 41, 441-464.
- [13] Chalmers, J.M.R. and G.B. Kadlec, 1998, "An Empirical Examination of the Amortized Spread", *Journal of Financial Economics* 48(2), 159-188.
- [14] Chan, Justin P., 2002, "Persistent Liquidity and Expected Return", Working Paper, University of California, Los Angeles.
- [15] Campbell, John Y., Sanford J. Grossman, and Jiang Wang, 1993, "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *Quarterly Journal of Economics* 108(4), 905-939.
- [16] Chalmers, J. M., and G. B. Kadlec, 1998, "An Empirical Examination of the Amortization Spread", *Journal of Financial Economics* 48, 159-188.

- [17] Chollete, L., 2004, "Asset Pricing Implications of Liquidity and Its Volatility", Working Paper, Columbia Business School.
- [18] Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, 2000, "Commonality in Liquidity", *Journal of Financial Economics* 56(1), 3-28.
- [19] Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, 2001, "Market Liquidity and Trading Activity", *Journal of Finance* 56(2), 501-530.
- [20] Chordia, T., A. Sarkar, and A. Subrahmanyam, 2002, "Common Determinants of Bond and Stock Market Liquidity: The Impact of Financial Crises, Monetary Policy, and Mutual Fund Flows", Working Paper, Emory University.
- [21] Constantinides, G., 1986, "Capital Market Equilibrium with Transactions Costs", *Journal of Political Economy* 94, 842-862.
- [22] Copeland, Thomas E., and Dan Galai, 1983, "Information Effects on the Bid-Ask Spread", *Journal of Finance* 38(5), 1457-1469.
- [23] Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr., and S. A. Ross, 1985, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica* 53, 363-384.
- [24] Datar, V. T., N. Y. Naik, and R. Radcliffe, 1998, "Liquidity and Asset Returns: An Alternative Test", *Journal of Financial Markets* 1, 203-219.
- [25] Demsetz, Harold, 1968, "The Cost of Transacting", *Quarterly Journal of Economics* 82(1), 33-53.
- [26] Eckbo, Espen B., and Oyvind Norli, 2002, "Pervasive Liquidity Risk", Working Paper, Dartmouth College.
- [27] Easley, David, and Maureen O'Hara, 1987, "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets", *Journal of Financial Economics* 19(1), 69-90.
- [28] Eisfeldt, A. L., 2001, "Endogenous Liquidity in Asset Market", Working Paper, North-western University.
- [29] Eleswarapu, V.R., 1997, "Cost of Transacting and Expected Returns in the Nasdaq Market", *Journal of Finance* 52(5), 2113-2127.
- [30] Eleswarapu, V.R. and M. Reinganum, 1993, "The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing", *Journal of Financial Economics* 34, 373-386.
- [31] Engle, R.E., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* 50, 987-1007.
- [32] Fama, E. F., and K. R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33,3-56.
- [33] Fernando C., S., 2003, "Commonality in Liquidity: Transmission of Liquidity Shocks across Investors and Securities", Working Paper, University of Oklahoma.
- [34] Fiori, F., 2000, "Liquidity Premia in the Equity Markets: An Investigation into the Characteristics of Liquidity and Trading Activity", Working Paper, University of Chicago.

- [35] Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken, 1989, "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio", *Econometrica* 57, 1121-1152.
- [36] Gibson, R., and N. Mougeot, 2004, "The Pricing of Systematic Liquidity Risk: Empirical Evidence from the US Stock Market", *Journal of Banking and Finance* 28, 157-178.
- [37] Giouvris, E., 2001, "Systematic Liquidity and Expected Returns: Evidence from the London Stock Exchange", Working Paper, University of Durham.
- [38] Glosten, L. R. and L. Harris, 1998, "Estimating the Components of the Bid-ask Spread", *Journal of Financial Economics* 21, 123-142.
- [39] Glosten, L. R., and Paul R., Milgrom, 1985, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders", *Journal of Financial Economics* 14(1), 71-100.
- [40] Haugen, R.A. and N. Baker, 1996, "Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 41, 401-439.
- [41] He Z. L., and L. Kryzanowski, 2003, "A Reformulated Asset Pricing Model of Risk, Liquidity and Returns", Working Paper, Brock University.
- [42] Hu, S. Y., 1997, "Trading Turnover and Expected Stock Returns: Does it Matter and Why?", Working Paper, National Taiwan University.
- [43] Hasbrouk, Joel, 2003, "Trading Costs and Returns for US Equities: The Evidence from Daily Data", Working Paper, New York University.
- [44] Hasbrouk, Joel, and Duane J. Seppi, 2001, "Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity", *Journal of Financial Economics* 59(3), 383-411.
- [45] Heaton, John, and D. Lucas, 1996, "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Prices", *Journal of Political Economy* 104, 443-487.
- [46] Ho, Thomas, and Hans R. Stoll, 1981, "Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty", *Journal of Financial Economics* 9(1), 47-73.
- [47] Holmstrom, B., and J. Tirole, 2001, "LAPM: A Liquidity-Based Asset Pricing Model", *Journal of Finance* 56, 1837-1867.
- [48] Huang, M., 2001, "Liquidity Shocks and Equilibrium Liquidity Premia", Working Paper, Stanford University.
- [49] Huberman, G., and D. Halka, 2001, "Systematic Liquidity", *Journal of Financial Research* 24(2), 161-178.
- [50] Jegadeesh, N., and S. Titman, 1993, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance* 48, 65-91.
- [51] Kyle, A. S., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading", *Econometrica* 53(6), 1315-1336.
- [52] 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.

- [53] Litzenberger, R. and K. Ramaswamy, 1982, "The Effects of Dividends on Common Stock Prices: Tax Effects or Information Effects", *Journal of Finance* 37, 429-433.
- [54] Lo, A. and C. MacKinlay, 1990, "Data snooping biases in tests of financial asset pricing models", *Review of Financial Studies* 3, 431-467
- [55] Lo, A. W., H. Mamaysky, and J. Wang, 2001, "Asset Prices and Trading Volume under Fixed Transaction Costs", *Journal of Political Economy* 112, 1054-1090.
- [56] Lo, A. W. and J. Wang, 2000, "Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory", *Review of Financial Studies* 13, 257-300.
- [57] Marshall, B. R., and M. R. Young, 2003, "Liquidity and Stock Returns in Pure Order-driven Markets: Evidence from the Australian Stock Market", *International Review of Financial Analysis* 12, 173-188.
- [58] Martinez, M. A., B. Nieto, G. Rubio and M. Tapia, 2003, "Asset Pricing and Systematic Liquidity Risk: An Empirical Investigation of The Spanish Stock Market", Working Paper, Universidad Carlos III De Madrid.
- [59] Mehra R., and E. C. Prescott, 1985, "The Equity Premium: A Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, 145-162.
- [60] Merton, R. C., 1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41, 867-887.
- [61] Miller, H. M., and F. Modigliani, 1958, "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review* 48(3), 261-97.
- [62] Nelson, D.B., 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347-370.
- [63] O'Hara, Maureen, 1995, *Market Microstructure Theory*(Blackwell, Cambridge, MA).
- [64] Pastor, L., and R. Stambaugh, 2003, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy* 111, 642-685.
- [65] Ross, S. A., 1976, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- [66] Sadka, R., 2002, "Momentum, Liquidity Risk, and Limits to Arbitrage", Working Paper, North-western University.
- [67] Shanken, J., 1985, "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", *Journal of Financial Economics* 14, 327-348.
- [68] Sharpe, W., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Capital Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19, 425-442.
- [69] Stahel C., W., 2003, "Is there a Global Liquidity Factor?", Working Paper, The Ohio State University.

- [70] Swan, P. L., 2002, "Does 'Illiquidity' Rather than 'Risk Aversion' Explain the Equity Premium Puzzle? The Value of Endogenous Market Trading", University of New South Wales.
- [71] Swan, P. L., and P. J. Westerholm, 2002, "Asset Prices and Liquidity: The Impact of Endogenous Trading", Working Paper, University of New South Wales.
- [72] Vayanos, D., 1998, "Transactions Costs and Asset Prices: A Dynamic Equilibrium Model", *Review of Financial Studies* 11, 1-58.
- [73] Vayanos, D., and J. L. Vila, 1999, "Equilibrium Interest Rates and Liquidity Premium with Transaction Costs", *Economic Theory* 13, 509-539.
- [74] Wang, A. W., 2002, "Institutional Equity Flows, Liquidity Risk and Asset Pricing", Working Paper, University of California, Los Angeles.
- [75] 杨之曙, 彭倩, 2003, "委托单类型及其对市场流动性的影响研究", *证券市场导报*, 2月号。
- [76] 许睿, 冯芸, 吴冲锋, 2004, "影响中国 A 股市场流动性的政策和因素", *上海交通大学学报*, 38 期, 3 号刊。
- [77] 穆启国, 刘海龙, 吴冲锋, 刘狄, 2004, "指令驱动市场的流动性成本及影响因素分析", *上海交通大学学报*, 38 期, 3 号刊。
- [78] 李一红, 吴世农, 2003, "中国股市流动性溢价的实证研究", *管理评论*, 15, 34—43
- [79] 王春峰, 韩冬, 蒋详林, 2002, "流动性与股票回报: 基于上海股市的实证研究", *经济管理*, 24。
- [80] 单树峰, 2004, "流动性成本与股票定价——中国股票市场实证研究", *当代财经*, 231, 49—54。
- [81] 杨之曙, 冯锦锋, 2001, "最小报价单位对证券市场流动性的影响", *证券市场导报*, 11月号, 18—23。
- [82] 宋威, 2002, "中国资本市场的流动性模型及其实证研究", *财经理论与实践*, 2002, 23。
- [83] 杜海涛, 2002, "中国股市流动性风险测度研究", *证券市场导报*, 11月号, 38—43。
- [84] 应展宇, 2001, "中国股票市场流动性研究", *证券市场导报*, 7月号, 63—68。
- [85] 仲黎明, 刘海龙, 吴冲锋, 2003, "中国股票市场流动性: 过高还是过低——一个国际比较视角的分析", *当代经济科学*, 25, 58—61。
- [86] 何荣天, 2002, "证券市场流动性指数的统一测度和应用意义", *证券市场导报*, 9月号, 30—33。
- [87] 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*, 4, 69—72。

- [88] 纪路, 陈伟忠, 2000, “市场微观结构及其对市场流动性的影响分析”, 财经问题研究, 202, 63—66。
- [89] 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, 264, 12—21。
- [90] 胡锦涛, 2000a, “股票市场流动性与公司治理关系研究——兼论我国股票市场的流通及改制问题(上)”, 外国经济与管理, 11, 18—21。
- [91] 胡锦涛, 2000b, “股票市场流动性与公司治理关系研究——兼论我国股票市场的流通及改制问题(下)”, 外国经济与管理, 12, 25—33。
- [92] 郭剑光, 孙培源, 施东晖, 2003, “从买卖价差看我国证券市场的流动性水平”, 证券市场导报, 5月号, 34—38。
- [93] 郑振龙, 俞琳, 张睿, 2004, “卖空约束对股票市场的影响——兼论中国能否引入卖空机制”, 河北经贸大学学报, 第六期。

附录 1: GRS 检验统计量的推导

假设存在一个无风险利率 R_f 。考虑如下的回归方程:

$$r_{it}^o = \alpha_{ip} + \beta_{ip} r_{pt}^o + \varepsilon_{it}^o \quad \forall i=1, K, N, \quad (1)$$

其中 r_{it}^o 为 t 时刻资产 i 的超额回报, r_{pt}^o 为资产组合 p (即解释因子) 的超额回报, ε_{it}^o 是残差项。假设残差项是服从均值为 0, 协方差矩阵为 Σ 的联合正态分布, 并且是时间序列独立的。同时, 为了保证 Σ 是非奇异的, r_{pt}^o 和 r_{it}^o 必须是线性独立的。

如果 r_{pt}^o 能够完全解释 r_{it}^o 的话, 则必须满足如下条件:

$$E(r_{it}^o) = \beta_{ip} E(r_{pt}^o) \quad (2)$$

将 (2) 与 (1) 比较, 实际上我们就是检验如下的初始假设:

$$H_0: \alpha_{ip} = 0, \quad \forall i=1, K, N, \quad (3)$$

给定正态分布的假设, 则截距项 α_{ip} 也服从正态分布:

$$\sqrt{T/(1+\hat{\theta}_p^2)} \hat{\alpha}_p : N \left\{ \sqrt{T/(1+\hat{\theta}_p^2)} \alpha_p; \Sigma \right\}, \quad (4)$$

其中, T 为样本容量; $\hat{\alpha}_p \equiv (\hat{\alpha}_{1p} \hat{\alpha}_{2p} \dots \hat{\alpha}_{Np})$; $\hat{\theta}_p \equiv \bar{r}_p / s_p$; \bar{r}_p 为 r_{pt}^o 的样本均值, s_p^2 为 r_{pt}^o 的样本方差(不对自由度进行调整)。 $\hat{\alpha}_p$ 和 $\hat{\Sigma}$ 是相互独立的, 且 $(T-2)\hat{\Sigma}$ 服从参数为 $(T-2)$ 和 Σ 的 Wishart 分布。

根据以上的条件, 可以推出 $(T(T-N-1)/N(T-2))W_u$ 服从一个自由度为 N 和 $(T-N-1)$ 的非中心对称的 F 分布^①, 其中:

$$W_u \equiv \hat{\alpha}_p' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}_p / (1+\hat{\theta}_p^2) \quad (5)$$

$\hat{\Sigma}$ 为残差的协方差矩阵的无偏估计。

在原假设的条件下, $\alpha_{ip} = 0$, 则 $W_u = 0$ 。因此, 如果我们估计出的统计量 $(T(T-N-1)/N(T-2))W_u$ 很大, 超过了 F 分布的临界值, 则说明原假设不成立, 即

^① 具体的推导过程可参见 Morrison(1976)。

方程右边的解释因子无法完全解释左边的因变量；反之，如果求出的统计量很小，则说明原假设成立。

以上推出的结果是适用于只有一个解释因子的情况。对于多个解释因子的情况，经过类似的推导，同样可以得出与（5）相似的统计量。考虑一个有 K 个解释因子的模型：

$$p_{it}^0 = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} f_{jt}^0 + \varepsilon_{it}^0 \quad \forall i=1, L, N, \quad (6)$$

其中， $f_{jt}^0 (j=1, L, K)$ 为解释因子。我们要检验 $f_{jt}^0 (j=1, L, K)$ 是否能完全解释 p_{it}^0 的变动，因此原假设为：

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i=1, L, N, \quad (7)$$

经过类似的推导，我们可以推出在多个解释变量情况下的统计量^①：

$$\frac{T(T-N-K)}{N(T-K-1)} \left[1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f) \right]^{-1} * \hat{\alpha}' * \hat{\Sigma}^{-1} * \hat{a} : F_{N, T-N-K} \quad (8)$$

其中， N 是资产的数量（即回归方程的数量）， K 是回归方程中因子（即解释变量）的个数， T 是时间序列的观测个数， $E_T(f)$ 是因子的样本均值， $\hat{\Omega}$ 和 $\hat{\Sigma}$ 分别是估计的因子和残差的方差—协方差矩阵， $\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [f_t - E_T(f)][f_t - E_T(f)]'$ ，

$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t \varepsilon_t')$ 。 $f_t = (f_{1t}, L, f_{Kt})'$ ， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, L, \varepsilon_{Nt})'$ 。如果我们计算出的

统计量超过了 F 分布的临界值，则说明各方程的截距是显著异于 0 的。

^①具体的推导可参见 Gibbons, Ross 和 Shanken (1989)。

附录 2 : ARMA-GARCH 模型

一、ARMA 模型的一般设定

对于自回归阶数为 n , 移动平均阶数为 m 的 ARMA 模型, 即 ARMA (n,m), 其一般设定形式为:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \phi_i x_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^m \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (9)$$

ARMA 模型主要用于拟合序列 x_t 的均值, 其中 ϕ_i 和 θ_j 分别是自回归系数和

移动平均系数, $\phi_i > 0$, $\theta_j > 0$, $\sum_{i,j=1}^{\max(m,n)} \phi_i + \theta_j \leq 1$ 。最后的一个限制条件是因为在使用 ARMA 模型时, 要求序列必须是平稳的。如果序列存在单位根, 则必须用 ARIMA 模型。 ε_t 是残差项。对于 ARMA (n,m), 如果其残差序列 ε_t 为白噪声, 就说明它已经基本上抓住了序列 x_t 的均值特征。但是对于很多金融时间序列来说, 我们通常会发现, 尽管残差序列 ε_t 是白噪声, 残差序列的平方 ε_t^2 存在严重的自相关, 这就是我们通常所说的 ARCH 效应。Engle (1982) 提出了一种检验 ARCH 效应的方法, 通常称为拉格朗日乘子 (LM-Lagrange Multiplier) 检验, 其基本步骤如下:

首先, 将残差的平方对其滞后项进行回归:

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \nu_t \quad (10)$$

然后, 根据统计量 TR^2 来判断是否存在 ARCH 效应, T 为样本个数, R^2 为方程的拟合优度系数。如果不存在 ARCH 效应, 那么所有的 β_i 都应 0, 也就是说, 这个回归方程没有什么解释力, 其 R^2 值应该很小。给定样本个数 T , 那么在没有 ARCH 效应的原假设下, TR^2 收敛于 χ_n^2 分布。因而, 如果 TR^2 足够大, 超过了 χ_n^2 分布的临界值, 则说明残差存在 ARCH 效应; 反之, 则说明残差不存在 ARCH 效应。

如果序列存在 ARCH 效应，而且其滞后阶数很长，那么我们就用下面的 GARCH 模型对数据进行拟合。

二、GARCH（非对称 GARCH）的一般设定

1、GARCH(p,q)模型的设定形式

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (11)$$

β_j 为 GARCH 项系数， α_i 为 ARCH 项系数， $\beta_j > 0, \alpha_i > 0$ ，方差的平

稳性同样也要求 $\sum_{i,j=1}^{\max(p,q)} \beta_j + \alpha_i \leq 1$ 。p 和 q 分别是 ARCH 项和 GARCH 项的滞

后阶数。GARCH 模型一般是和 ARMA 模型联合使用，ARMA 模型是用于捕捉时间序列的一阶矩（first moment）的特征，而 GARCH 模型则是用于捕捉时间序列的二阶矩（second moment）的特征。对于 ARMA-GARCH 模型，如果其残差项是白噪声的，且不存在异方差效应，则说明模型较好地拟合了数据。

2、EGARCH 和 TGARCH 模型

由于有的金融变量的波动会依赖于变量变动的方向，因此就需要引入非对称的 GARCH 模型，最为常见的就是 TGARCH 和 EGARCH。TGARCH 模型的设定形式为：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (12)$$

其中，当 $\varepsilon_t > 0$ 时， $d_t = 1$ ；而当 $\varepsilon_t < 0$ 时， $d_t = 0$ 。也就是说，当 ε_t 取不同的值的时候，它对方差的影响是不一样的。这也就是我们通常所说的杠杆效应(leverage effect)。

EGARCH 又称为指数 GARCH，是由 Nelson 在 1991 年的时候提出的，它的基本设定是：

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \left(\alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \quad (13)$$

同样地，上一期不同方向的冲击对方差的影响也是不同的，这取决于 γ_i 的符号。 γ_i 的绝对值越大，则不同方向的冲击对方差的影响也就越大。对方差取对数主要是为了避免在预测时出现方差为负的情况。

附录 3 图表：

附表 1 深、沪两市各年的样本股个数（筛选后的）

年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
沪市	152	164	252	343	394	438	500	602	674
深市	118	124	193	343	393	443	496	499	497
合计	270	288	345	686	787	881	996	1101	1171

附表 2 一年期存款利率历次变动表

单位 %

	1993.07.11	1996.05.01	1996.08.23	1997.10.23	1998.03.25	1998.07.01	1998.12.07	1999.06.10	2002.02.21
年 利 率	10.98	9.18	7.47	5.67	5.22	4.77	3.78	2.25	1.98
月 利 率	0.872	0.735	0.602	0.461	0.425	0.389	0.309	0.186	0.164
日 利 率	0.0285	0.0241	0.0197	0.0151	0.0139	0.0138	0.0102	0.0061	0.0050

附表 3 深、沪两市 SIZE、BM 组合的均值

沪市				深市			
BM 组合		规模组合		BM 组合		规模组合	
低	0.0255	小	0.0396	低	0.0178	小	0.0447
BM2	0.0199	SZ2	0.0394	BM2	0.0238	SZ2	0.0406
BM3	0.0280	SZ3	0.0349	BM3	0.0204	SZ3	0.0400
BM4	0.0271	SZ4	0.0372	BM4	0.0409	SZ4	0.0447
BM5	0.0255	SZ5	0.0348	BM5	0.0291	SZ5	0.0380
BM6	0.0335	SZ6	0.0330	BM6	0.0241	SZ6	0.0319
BM7	0.0323	SZ7	0.0287	BM7	0.0178	SZ7	0.0269
BM8	0.0319	SZ8	0.0288	BM8	0.0259	SZ8	0.0275
BM9	0.0383	SZ9	0.0340	BM9	0.0220	SZ9	0.0269
高	0.0260	大	0.0258	高	0.0382	大	0.0234
HML	0.0005	SML	0.0138	HML	0.0204	SML	0.0213

BM 组合中，由上至下分别表示 BM 比率从低到高的组合的收益率；规模组合中，由上至下分别表示规模从小到大的组合的收益率；HML 表示高 BM 比率组合的收益率减去低 BM 比率组合的收益率；SML 表示公司规模最大的组合的收益率减去公司规模最小的组合的收益率。

附表 4 沪市日 Amihud 非流动性比率与深度、广度及各种价差的相关系数

	DSH_ILLIQ	SHBRD	SHDEP	SHESPR	SHPSPR	SHSPR
DSH_ILLIQ	1					
SHBRD	-0.00017	1				
SHDEP	-0.03955	0.972739	1			
SHESPR	0.611108	-0.09303	-0.14597	1		
SHPSPR	0.486146	-0.10034	-0.15438	0.95858	1	
SHSPR	0.680276	-0.23158	-0.25784	0.791878	0.665284	1

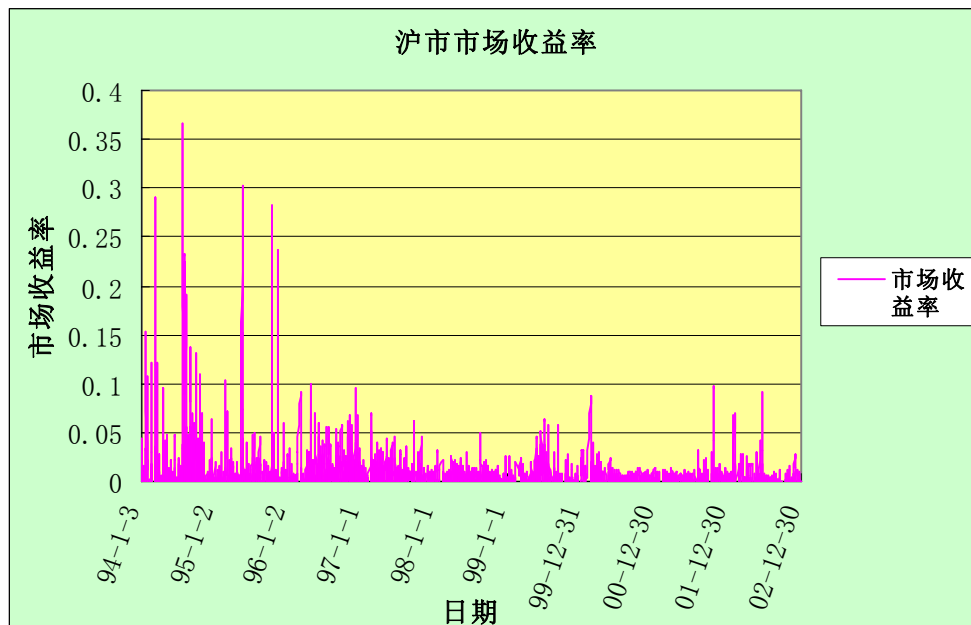
DSH_ILLIQ 表示沪市的日 Amihud 非流动性比率， SHBRD 表示市场广度， SHDEP 表示市场深度， SHESPR 表示比例有效价差， SHPSPR 表示比例价差， SHSPR 表示买卖价差。

附表 5 深市日 Amihud 非流动性比率与深度、广度及各种价差的相关系数

	DSZ_ILLIQ	SZBRD	SZDEP	SZESPR	SZPSPR	SZSPR
DSZ_ILLIQ	1					
SZBRD	-0.57234	1				
SZDEP	-0.56642	0.955272	1			
SZESPR	0.434247	-0.30099	-0.4193	1		
SZPSPR	0.301435	-0.16718	-0.2889	0.978934	1	
SZSPR	0.735937	-0.59836	-0.62458	0.597144	0.470674	1

DSZ_ILLIQ 表示深市的日 Amihud 非流动性比率， SZBRD 表示市场广度， SZDEP 表示市场深度， SZESPR 表示比例有效价差， SZPSPR 表示比例价差， SZSPR 表示买卖价差。

附图 1 沪市市场收益率



附图 2 深市市场收益率

