

学校编号: 10384

分类号_____ 密级_____

学号: 15620081152102

UDC_____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

时变的流动性风险：
基于 Markov 机制转换模型

Time-varing Liquidity Risk:
A Study Based on Markov Regime-Swicking Model

吴江宏

指导教师姓名: 郑振龙 教 授

专 业 名 称: 金 融 工 程

论文提交日期: 2011 年 04 月

论文答辩时间: 2011 年 月

学位授予日期: 2011 年 月

答辩委员会主席: _____

评 阅 人: _____

2011 年 月

厦门大学学位论文原创性声明

本人呈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其他个人或集体已经发表的研究成果,均在文中以适当方式明确标明,并符合法律规范和《厦门大学研究生学术活动规范(试行)》。

另外,该学位论文为()课题(组)的研究成果,获得()课题(组)经费或实验室的资助,在()实验室完成。(请在以上括号内填写课题或课题组负责人或实验室名称,未有此项声明内容的,可以不作特别声明。)

声明人(签名):

年 月 日

厦门大学学位论文著作权使用声明

本人同意厦门大学根据《中华人民共和国学位条例暂行实施办法》等规定保留和使用此学位论文，并向主管部门或其指定机构送交学位论文（包括纸质版和电子版），允许学位论文进入厦门大学图书馆及其数据库被查阅、借阅。本人同意厦门大学将学位论文加入全国博士、硕士学位论文共建单位数据库进行检索，将学位论文的标题和摘要汇编出版，采用影印、缩印或者其它方式合理复制学位论文。

本学位论文属于：

（ ） 1. 经厦门大学保密委员会审查核定的保密学位论文，
于 年 月 日解密，解密后适用上述授权。

（ ） 2. 不保密，适用上述授权。

（请在以上相应括号内打“√”或填上相应内容。保密学位论文应是已经厦门大学保密委员会审定过的学位论文，未经厦门大学保密委员会审定的学位论文均为公开学位论文。此声明栏不填写的，默认为公开学位论文，均适用上述授权。）

声明人：

年 月 日

摘要

国内外有关流动性风险的研究中，几乎都是把流动性 β 和风险溢价视为常数。然而，在现实金融市场中，随着经济基本面、投资者风险厌恶水平及投资者偏好水平等因素的变动，投资者对未来流动性冲击的敏感程度，以及对其要求的风险回报也都是变化的。同时，我国股市也存在“Flight to liquidity”效应，在市场整体流动性变差的时候，投资者愿意支付更高的溢价，购买流动性好的股票，这为本文研究流动性风险的时变性提供了市场证据。因此，研究我国股票市场时变的流动性风险有着重要的理论和实践意义。

本文基于偏好不确定性流动性风险定价的理论框架，以1997年1月至2010年7月我国沪深两市的A股股票数据为样本，选用Amihud非流动性水平指标，考察我国流动性 β 和流动性风险价格的动态特征。通过引入时变转移概率的Markov机制转换模型，我们发现，在不同的状态下，流动性 β 显著不同，且高流动性 β 状态持续时间明显短于低流动性 β 状态。本文在此基础上，构造条件流动性因子，用来捕捉高低流动性 β 状态下风险价格的差异。实证结果发现，条件流动性因子的风险价格显著为正，从而证实我国股市流动性风险价格的时变性。

在稳健性检验中，我们发现：规模因子、账面市值比因子、市场波动率因子和协偏度等因子并不影响本文结论；概率阈值的改变也没有影响条件流动性因子的风险价格的显著性；采用工具变量法允许 β 系数时变，同样得到了流动性风险溢价时变的结论。

关键词：流动性；机制转换；风险溢价

Abstract

Traditionally, researches on liquidity risk usually regarded liquidity beta and liquidity risk premium as constants. But in practical financial market, investor's sensitivity to future liquidity shock and the required return on it may vary as the economic fundamentals, the investor's risk aversion and the investor's preference change. Meanwhile, the presence of 'Flight to liquidity' effect in China's stock market – investors would be willing to pay higher premium for liquid stocks when facing negative liquidity shocks—provides empirical evidence for the time varying liquidity risk study in the essay. The research on time-varying liquidity risk in China's stock market bears considerable theoretical and practical significance.

The underlying theoretical framework of this dissertation is pricing of liquidity risk under preference uncertainty. Based on that framework, the author studies time-varying betas and the dynamics of the liquidity risk premium in China's stock market, using Amihud as the illiquidity level proxy. The sample is A shares in both the Shanghai and Shenzhen security markets over the period from Jan. 1997 through Jul. 2010. Using a Markov regime-switching model with time-varying transition probabilities, we find that liquidity betas vary across two distinct states: one with high liquidity betas and other with low betas. The high liquidity beta is short lived. Based on that conclusion, the author constructs a conditional liquidity factor to capture the difference in risk premiums across high liquidity-beta state and low liquidity-beta state. The empirical research implies that the conditional liquidity factor carries a significant positive premium which implies consequently the presence of time-varying characteristic of liquidity risk premium in China's stock market.

The robust test shows that the conclusion is robust to size and book to market factors, volatility and coskewness ; changing probability threshold doesn't affect the significance of the risk premium of conditional liquidity factor. The conclusion is also robust after introducing time-varying betas using instrumental variable.

Key words: Liquidity ; Markov regime-switching ; Risk premium

目 录

摘 要	I
ABSTRACT	II
CONTENTS	V
第一章 绪论	1
第一节 研究意义	1
第二节 研究内容	2
第三节 研究框架	3
第四节 本文贡献	4
第二章 文献综述	5
第一节 流动性的定义与衡量	5
第二节 流动性与资产定价的关系	7
第三节 时变 beta 系数文献综述	11
第三章 理论基础	13
第一节 偏好不确定性下流动性风险定价	13
第四章 实证检验	17
第一节 时变的流动性 beta	18
一 模型的设定	18
二 模型的估计方法	19
三 相关指标的构建	20
四 参数的估计	24
五 本节小结	25
第二节 时变的流动性风险价格	26
一 模型的设定	26
二 组合特征	27

三 回归检验	29
四 本节小结	31
第五章 稳健性检验	32
第一节 工具变量法	32
第二节 控制其他横截面因子	33
一 规模因子和账面市值比因子	33
二 波动率因子	34
三 协偏度因子	34
第三节 阈值的改变	35
第六章 总结	37
第一节 主要结论	37
第二节 未来方向	38
参考文献	39
致 谢	42

Contents

Chapter 1 Introduction	1
Section 1 Motivation	1
Section 2 Contents of Research	2
Section 3 Framework	3
Section 4 Innovation	4
Chapter 2 Literature Review	5
Section 1 Definition and Measurement of Liquidity	5
Section 2 Liquidity and Asset pricing	7
Section 3 Time-varing beta	11
Chapter 3 Theoretical Model	13
Section 1 Pricing of liquidity risk under preference uncertainty	13
Chapter 4 Empirical Study	17
Section 1 Time-varing liquidity beta	18
1 Model specification	18
2 Estimation methodology	19
3 Constrcution of factors	20
4 Estimation of parameters	24
5 Summary	25
Section 2 Time-varing liquidity risk premium	26
1 Model specification	26
2 Characteristics of portfolio	27
3 Regression test	29
4 Summary	31
Chapter 5 Robust test	32

Section 1 Instrumental variable	32
Section 2 Controlling other risk factors	33
1 Size and SMB	33
2. Volatility	34
3. Coskewness	34
Section 3 Changing probability threshold	35
Chapter 6 Conclusions	37
Section 1 Main result	37
Section 2 Futher research	38
Reference	39
Ackowlegement	42

第一章 绪论

第一节 研究意义

著名学者O'Hara认为金融市场有两个基本功能：价格发现和提供流动性。其中资产定价一直是金融研究中的一个核心问题，但对于流动性的问题却没有得到足够的重视。传统的金融理论，像米勒和莫迪格利安利的MM定理（Miller-Modigliani, 1958^[1]）、夏普-林特纳的CAPM模型（Sharpe, 1964^[2]；Lintner, 1965^[3]）以及罗斯的APT模型（Ross, 1973^[4]）都是建立在市场是无摩擦、不存在交易成本的假设下。

不过，近20年来近年来随着一系列流动性危机事件的发生，诸如1987年席卷全球的股灾、1997年的亚洲金融危机、1998年LTCM倒闭，2008年次贷危机等，研究者和监管者们开始越来越关注流动性及流动性风险问题。Amihud和Mendelson（1986）^[5]开创性地提出流动性溢价（Liquidity Premium）理论，他们发现证券流动性的增加将伴随着收益率的下降，市场的流动性与市场收益率之间存在显著的时间序列相关性。持有流动性差的资产要得到一个非流动性的补偿。Chordia, Roll和Subrahmanyam（2000）^[6]实证发现股票流动性存在市场共性（即系统性），也就是说流动性风险也是不可分散的系统性风险。至此，大量的文献开始关注流动性风险的资产定价。Pastor和Stambaugh（2003）^[7]，Acharya和Pedersen（2005）^[8]都发现对市场流动性变动越敏感的资产，也就是流动性beta越大的资产，其预期收益率也越高，说明流动性风险是一个重要的定价因子。

然而国内外有关流动性风险定价的研究中，很少有人关心流动性风险的时变性，几乎都是把流动性beta和风险溢价视为常数。大量研究已表明市场因子的beta系数具有时变性，Blume（1971）^[9]最早指出了市场因子beta系数在跨期条件下具有时变性，Jagannathan和Wang（1996）^[10]，Lettau和Ludvigson（2001）^[11]，Ferson和Harvey（1999）^[12]也给出了市场因子beta时变的实证研究证据。国内研究马喜德，郑振龙和王保合（2003）^[13]也证明了beta系数在不同时期会发生变化。流动

性风险和市场风险一样，都是不可分散的系统性分析，那么，流动性风险是不是时变的呢？流动性风险 β 和流动性风险溢价是否随着不同的经济状况发生变化呢？这是值得我们研究的。

我们知道，在现实金融市场中，随着经济基本面、投资者风险厌恶水平以及投资者偏好水平的变动，投资者对未来流动性冲击的敏感程度，对其要求的风险回报也都是变化的。Amihud等（1990）^[14]研究1987年10月股灾中流动性“蒸发”事件对流动性水平不同股票所产生的影响，发现了“Flight to liquidity”效应。在市场整体流动性变差的时候，投资者愿意支付更高的溢价，购买流动性好的股票，这为我们研究流动性风险的时变性提供了市场证据。引入时变的流动性风险，有利于更好的理解流动性风险定价。

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。我国证券市场建立之初由于规模较小，而投资者的投资渠道又非常有限，因而大量资金流入证券市场，导致我国证券市场一直处于一个供不应求的局面，有关流动性的问题也就一直没有得到重视。但随着我国股市的发展以及股权分置改革的完成，证券市场的规模也急剧扩容。同时，由于机构投资者的比重逐步上升，投资者也逐渐趋于理性。因此，投资者和证券监管者对证券市场的流动性问题越来越重视，有关流动性的研究也越来越迫切。因此，研究流动性与流动性定价问题有着重要的理论和实际意义。

第二节 研究内容

本文将专注于考察中国A股市场的流动性风险时变性，从时变的流动性 β 和流动性风险价格两个角度来研究。基于偏好不确定性流动性风险定价的理论框架，在偏好不确定性高（低）的状态，流动性 β 和风险价格也大（小），交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量。在这一理论基础上，本文以1997年1月至2010年7月我国沪深两市的A股股票数据为样本，选用Amihud非流动性水平指标，分别考察我国流动性 β 和流动性风险价格的动态特征。（1）引入时变转移概率的Markov机制转换模型来刻画流动性 β 的时变性，并识别不同状态下流动性 β 的差异。（2）在此基础上，构造条件流动性因子，来验证流动性风险的

时变性。在经典的CAPM模型基础上加入流动性因子和条件流动性因子作为基本的回归检测模型，采用标准的Fama-Macbeth（1973）^[15]的方法估计流动性因子和条件流动性因子的风险价格。并控制SMB、HML、市场波动率因子和协偏度因子的影响，采用工具变量法，使用不同的概率阈值做稳健性检验。

第三节 研究框架

论文共分为六章，框架结构如图 1.1 所示：

第一章为绪论，主要介绍以时变流动性风险为研究对象的缘由以及论文的主要内容，具体包括论文研究意义以及研究内容和框架结构。

第二章为文献综述，主要是对流动性和资产定价等相关的国内外文献做较为系统的梳理，回顾与总结。从三个方面展开。流动性的定义与衡量，流动性与资产定价的关系以及时变的 beta 系数。

第三章为理论基础，主要介绍偏好不确定性下的流动性风险定价，为后文的实证设计提供理论依据。

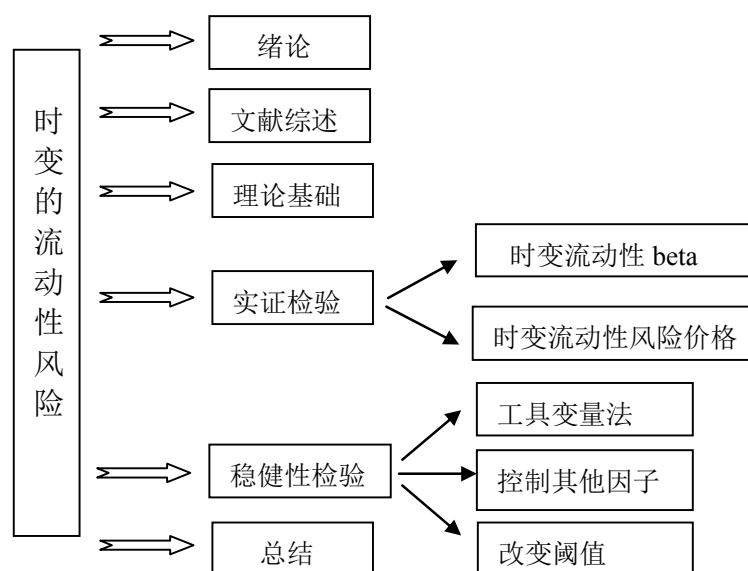


图 1.1 研究框架图

第四章为实证检验，本章首先是对样本数据的收集和处理进行说明，包括样本的选取、数据的来源和处理等。随后分两个部分进行实证研究时变的流动性 beta 和时变的风险价格。在第一部分通过引入时变转移概率的 Markov 机制转换

模型刻画 β 的时变性，第二部分在第一部分的基础上构建条件流动性因子，通过横截面定价分析方法，考察条件流动性因子风险价格的时变性，来证实流动性风险价格的时变性。

第五章为稳健性检验，主要对第四章的结果进行稳健性检验。所涉及的稳健性检验包括采用工具变量法来检验流动性风险的时变性、在回归模型中加入其他横截面因子、以及改变概率阈值。

第六章为结论，主要对论文分析得到的结果进行总结，并介绍未来本文可能的研究方向。

第四节 本文贡献

本文研究了我国股票市场流动性风险的时变性，主要有以下两个方面的贡献：

(1) 国内外学者都只关心时变的市场风险，却忽视了流动性风险的时变性。本文在偏好不确定性流动性风险定价的理论基础上，类比时变的市场风险研究思路，引入 Markov 机制转换模型研究时变的流动性 β 。并在稳健性检验中，采用工具变量法来检验流动性 β 的时变性。

(2) 在时变的流动性 β 研究基础上，本文构造的条件流动性因子能够很好的刻画流动性风险价格的时变性。将条件流动性因子引入因子定价模型框架中，得到显著为正的风险价格，且这一结论不受其他风险因子的影响。表明我国股市的流动性风险价格也是时变的。

第二章 文献综述

流动性是金融中最重要的概念之一，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和衍生品市场的流动性，研究的问题也从单纯研究流动性的衡量问题扩展到流动性对资产定价的影响。考虑到本文的研究目的以及篇幅的问题，本章将从流动性的定义与衡量以及流动性与资产定价的关系两个方向展开对流动性相关领域的研究综述。并在本章第三节，回顾有关时变的beta系数的相关文献。

第一节 流动性的定义与衡量

尽管流动性对于市场的重要性是显然的，但流动性本身却是一个难以明确定义的概念。许多学者从不同的角度对流动性给出了自己的定义以及度量方法。

Hicks (1962)^[16]将市场流动性定义为交易立即执行的可能性；Black (1971)^[17]认为流动性的市场具有以下特征:买卖报价总是存在，同时价差足够小，小额交易可以立即完成且不对价格产生重大影响。Amihud和Mendelson (1989)^[18]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的时间。Harris (1990)^[19]则从微观结构理论的角度较为完整地界定了流动性这一概念，他认为一个流动性好的市场要有“即时性、可忽略的宽度、很大的深度和高度弹性”。Massimb和Phelps (1994)^[20]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。O'Hara (1995)^[21]将流动性定义为立即完成交易所需的成本 (the price of immediacy)。

这些学者实际上是从不同的维度衡量了市场流动性，一般来说，可以从四个维度来衡量市场的流动性，即流动性包括四个方面的含义：

(1) 即时性 (immediacy)，即意味着投资者的买卖愿望通常总可以得到及时的满足；

(2) 宽度 (width)，即交易即时性必须在成本尽可能小的情况下获得，这表

现为买卖价差比较小，市场有很小的宽度；

(3) 深度 (depth)，即在给定的买卖报价下可以交易的股票数量；

(4) 弹性 (resiliency)，即指大的交易引起均衡价格偏离后，市场重新回到均衡状态的速度。

在以上四个流动性含义中，市场宽度包含了价格变化因素，市场深度包含了委托量因素，市场弹性包含了价格变化与时间因素，市场即时性则包含了价格变化、委托量和时间因素。流动性的这四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。

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。下表简单介绍一些常用的流动性衡量指标。

表 2.1 各种流动性测定模型和指标

	流动性指标	维度侧重点
基于价差	绝对报价价差	宽度
	相对报价价差	宽度
	有效价差	宽度
基于交易量	报价深度	深度
	报价广度	深度
	换手率	深度
价格-交易量相结合	Kyle 价格冲击函数	宽度 深度
	Hasbrouck 价格冲击模型	宽度 深度
	Amivest 流动性比率	宽度 深度
	Amihud 非流动性指标	宽度 深度
	PS 收益反转指标	宽度 深度
基于时间	Hamao-Hasbrouk 指令存续时间	即时性
	指令到达频率	即时性
	弹性指标	即时性，弹性

需要强调的是，各种指标只能反映流动性内涵中的部分维度，因此它们都或多或少存在着不足之处，这是难以避免的，但各种指标之间一般都存在较高的相关关系。

第二节 流动性与资产定价的关系

在进行流动性与资产定价关系文献综述时,本文首先厘清一个基本问题,即流动性水平和流动性风险两个概念之间的区别。习惯上,讨论流动性水平的时候常把“水平”两字省略,而且在国内的一些文献中经常可以看到把流动性水平和流动性风险混为一谈的现象,但实际上,水平和风险是两个概念所指的是不一样的。流动性不是一成不变的,也应该被看成是一个未来会随机变化的经济变量。那么它本身应该包括两个方面的内容,一个是它的平均水平,这就是流动性变量分布的一阶矩特征。一个是它的波动风险,这是流动性变量分布的二阶矩特征。接下来,本节将从流动性水平与资产收益率的关系和流动性风险溢价这两个角度来进行文献回顾。

一 流动性水平与收益率的关系

Amihud与Mendelson(1986)^[22]首次讨论了资产收益率与流动性水平的关系,认为资产收益率是交易成本的凸的增函数。他们使用买卖价差作为流动性的度量方法,开创性地提出了“非流动性溢价^①”,股票的高收益不仅是为了补偿高的系统风险,也用于补偿高的非流动性。投资者喜欢流动性好的资产,是因为在需要时可快速和低成本地出售。所以当资产的非流动性偏大时,投资者需要更高的预期收益率来补偿高非流动性。Vayanos(1998)^[23]认为,流动性差的资产持有期较长,而资产持有期越长,其必要收益率也越高,相反,流动性好的资产持有期越短,必要收益率也越低。

流动性不仅在横截面上表现出差异,存在非流动性溢价,在时间序列上也存在时变的特征。流动性水平存在很强的持续性,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,今天低的流动性就意味着明天也将有低的流动性,从而要求更高的收益进行补偿。Amihud(2002)^[24]考察了市场整体流动性与资产收益的序列相关性,发现资产收益与上期的非流动性水平正相关而与当期未预期到的非流动性水平负相关,并且对于流动性水平越低的资产来说,这种作用越明显,所以当市场整体流动性降低时,流动性相对较高的股票其价格下降的较少,也就是通常所说的“Flight to Liquidity”效应。Jones(2002)^[25]对20世

^① 也有学者称之为非流动性补偿,对应英文单词“Illiquidity Premium”

纪道琼斯指数成分股进行了分析，发现spread和换手率对一年甚至更长期间的股票收益有预测作用，即spread越高则收益越高，而换手率越高则收益越低。

国内很多学者研究发现我国股市也存在“非流动性溢价”现象。王春峰等（2002）^[26]用日绝对价格变化与日均成交额的比率代表非流动性，在排除部分可能受政策干扰的观测值后，发现上海股市流动性与股票收益率呈显著负相关；吴文锋、芮萌和陈工孟（2003）^[27]的研究表明非流动性水平比市场风险更能解释股票收益横截面上的差距，在时间序列上，未预期的非流动性水平越高则收益越低，且小盘股的反应更大。苏冬蔚和麦元勋（2004）^[28]通过对交易频率零假设和交易成本备择假设，发现我国股市存在显著的非流动性溢价，换手率、交易成本高且流动性差的资产具有较高的预期收益，并且我国股市的非流动性溢价主要来自交易成本而不是交易频率。谢赤和曾志坚（2005）^[29]选取换手率与 Amivest 流动比率指标，采用LR两阶段截面回归方法与似无关回归（SUR）估计法，发现上证A股存在显著的非流动性补偿、规模效应和价值效应。

二 流动性风险系统性以及流动性风险溢价

系统流动性的概念首次在Chordia, Roll 和 Subrahmanyam（2000）^[6]中提出。系统流动性是指市场上不同股票的流动性之间存在着共性，有共同的市场因子影响着各个股票的流动性，各股票的流动性呈现相同或相似的变化模式。如果系统流动性存在，说明流动性也是系统风险的来源之一。

Chordia, Roll 和Subrahmanyam（2000）^[6]在市场微观结构理论框架下，分别根据存货理论和信息模型的观点，分析了市场中系统流动性是可能存在的：首先，按照存货理论的观点，做市商的存货水平决定了买卖价差，而存货成本会受到利率等共同因素的影响，并且机构投资者投资风格的趋同和程序化交易的广泛应用，都会使得不同资产存货变动存在相关性，从而导致流动性表现出共同的变化趋势。其次，按照信息模型的观点，做市商的买卖价差和报价规模的设定是依赖于交易者的私有信息，而现实中存在着影响整个行业的新技术革命，乃至影响整个市场的宏观经济方面的信息，这类信息会影响整个行业甚至整个市场的股票流动性，从而使得流动性变动表现出共性。他们以价差（包括买卖报价差、相对买卖报价差和有效价差）作为流动性的替代指标，以1992年NYSE上市股票为样本，开创性研究了流动性存在共性。研究结果表明在NYSE市场存在着显著的流

动性协调现象，而且个股流动性对市场流动性变化的敏感程度与市值成正比；Halka和Huberman（2001）^[30]利用时间序列分析方法，以1996年NYSE市场上股票为样本，同样得出NYSE市场存在着系统流动性。Brockman和Chung（2002）^[31]采用与Chordia, Roll 和 Subrahmanyam（2000）^[6]同样的方法，利用香港股票交易所的数据对流动性协调现象进行了相应的实证研究，结果表明在没有做市商提供流动性的香港股票市场同样存在着流动性协调现象，但是与Chordia, Roll 和 Subrahmanyam（2000）^[6]的结论不同之处在于个股流动性对市场流动性变化的敏感程度与市值成U形关系，即不存在着明显的正比例关系。

国内有关流动性的系统性研究，宋逢明和谭慧（2005）^[32]从市场微观结构出发，用买卖价差、报价深度作为流动性指标研究了中国股市的系统流动性问题，结论表明中国股票市场上存在着更为显著的系统流动性。于鑫和龚仰树（2008）^[33]也发现我国股市存在显著的系统流动性。

现有的文献基本都支持个股流动性中共性的存在，这说明通过构建资产组合，并不能很好的分散流动性风险，流动性风险是一个系统性风险，需要在资产收益中被定价。在此基础上，越来越多的学者开始研究流动性风险的溢价问题。

Pastor 和Stambaugh（2003）^[7]首先实证发现，股票自身回报率对市场组合流动性的扰动越敏感的股票将获得越高的预期回报率。他们基于Campbell, Grossman和Wang（1993）^[34]衡量股票流动性的方法，用股票的日回报率对标有正负号（表示相对于大市是下跌还是上涨）的滞后交易金额进行回归，回归系数表示了流动性水平的大小，回归系数负的程度越大则股票流动性水平越小。他们把个股回报率对市场总体流动性（个股流动性的平均值）扰动的敏感度大小称为流动性beta。用1966年到1999年美国NYSE、AMEX和NASDAQ的股市交易数据，检验到了显著的流动性风险溢价，即股票的流动性beta越大，回报率越高。即使控制Fama—French三因子和惯性因子后，流动性beta最高的股票组合比流动性beta最低的股票组合平均年收益率仍高出7.5个百分点。

Achary和Pedersen（2005）^[8]在无摩擦假设下，单风险因子的CAPM模型基础上，引入随机的非流动性成本，建立流动性调整的资本资产定价模型（Liquidity - Adjusted Capital Asset Pricing Model, 简记为LA-CAPM）。他们对自己构建的流动性调整的条件CAPM进行了无条件的处理，三种无条件形式的流动性beta：

$$\beta^{L1} = \frac{\text{cov}(c_t^i, c_t^M)}{\text{var}(r_t^M - c_t^M)}, \beta^{L2} = \frac{\text{cov}(r_t^i, c_t^M)}{\text{var}(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}, \beta^{L3} = \frac{\text{cov}(c_t^i, r_t^M)}{\text{var}(r_t^M - c_t^M)} \quad (2.1)$$

r_t^M, c_t^M 是偏离均值的扰动。我们可以看到 β^{L2} 等价于 Pastor 和 Stambaugh (2003)^[7] 的流动性 beta。他们用 Amihud (2002)^[24] 非流动性指标衡量流动性的水平，发现流动性越差的股票或组合， β^{L1} 越大， β^{L2} 和 β^{L3} 都越是绝对值更大的负数。所以，流动性差的股票或组合的流动性风险暴露越大，这与“飞向流动性” (Flight to Liquidity) 的现象是一致的。

Liu (2006)^[35] 检验了美国 NYSE 和 AMEX 以及 NASDAQ 在 1960 年 1 月到 2003 年 12 月期间流动性风险的溢价。Liu 用前期 (1, 6 或 12 个月) 零交易天数和换手率的倒数构造了一个流动性指标。该指标的意思是交易天数越少和换手率越低的股票，它的流动性越低。他用类似于 Fama—French 的规模因子 (SMB) 和价值因子 (HML) 的构造方法构造了一个低流动性组合单位回报减去高流动性组合单位回报的流动性因子。通过两因子 (市场和流动性) 模型，Liu 较好地解释了股票横截面之间的回报率差异，而且，规模效应、价值效应 (B/M)、股票市盈率、红利以及长期反转效应等都能被这个两因子模型捕捉，体现了流动性因子的解释力。Avramov, Chao 和 Chordia (2002)^[36] 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。

国内也有学者研究我国股票市场流动性风险定价。黄峰和杨朝军 (2007)^[37] 基于流动性风险调整的资产定价模型，实证显示，我国股票定价中包含显著的流动性风险溢价，而且这种风险补偿更为显著地出现在流动性较差的股票上。而经典 CAPM 的价格风险敏感度 beta 却对我国股票回报率没有解释力。这说明流动性风险比单纯的市场价格风险在我国股票定价中起着更为重要的影响。另外，我国股市和国外一样存在对非流动性水平的收益补偿和“Flight to Liquidity”现象。

梁丽珍和孔东民 (2008)^[38] 使用常见的换手率、Amihud 测度和 Pastor-Stambaugh 测度等流动性指标，从流动性测度和未预期的流动性测度两个方面对中国股市的资产收益与流动性的关系进行检验。结合常数收益、CAPM 模

型和三因子模型3种收益生成过程均发现一致的结论，中国股市的流动性风险被市场明显地定价，即存在流动性风险溢价，未预期的（非）市场流动性与同期股票收益呈现正（负）向关系。整体而言，换手率和Pastor-Stambaugh测度在捕捉流动性方面要差于Amihud测度。因此，他们建议在研究中国股市流动性问题时更多地采用Amihud指标，以取得更合适的代理变量。

第三节 时变beta系数文献综述

资本资产定价模型CAPM最早由Sharpe（1964）^[2]和Lintner（1965）^[3]分别提出，他们用一个简单的模型刻画了资产收益与风险的关系，代表了金融学领域最重要的进展和突破，是现代金融学最重要的理论基石之一。CAPM的核心思想是将投资风险分为系统性风险和非系统性风险，对期望收益产生影响的只能是无法分散的系统风险（用beta系数度量），且期望收益与beta系数线性相关。

Sharpe-Lintner的CAPM是单期的，本身并没有就beta系数的跨期性质做出具体要求。早期关于CAPM的实证检验，也通常假定beta系数跨期保持不变。

Blume（1971）^[9]最早指出了beta系数在跨期条件下具有时变性，使beta系数稳定性研究成为现代金融学领域的一个重要命题。Blume（1971）^[9]研究发现beta系数的时变性具有非对称均值回归特征，且组合的beta系数比个股稳定。Shanken（1990）^[39]，Ferson和Harvey（1999）^[12]将beta系数视为外生变量的函数。捕捉到了beta系数的条件相依性。Jagnannathan和Wang（1996）^[10]表明，由于投资者进行的是连续多期投资，而在不同的市场状况中如在牛市和熊市中，贝塔值会发生变化。Arvamov和Chordia（2006）^[40]首次将宏观因子引入条件资产定价模型，研究结果表明，引入宏观因子可以捕捉到规模效应、价值效应，可是无法捕捉到流动性效应和惯量效应。Ramchand和Susmel（1998）^[41]提出基于Markov机制转换的资产定价模型，来考察不同下beta系数的动态变化。研究表明beta系数是市场风险状态的非线性函数，其取值随着市场波动状态会发生明显改变。

国内相关学者也找到了beta系数时变的证据。郑振龙和王保合（2003）^[13]采用上海股票市场90家上市公司的数据作为样本，对CAPM中的beta系数的波动状况进行了实证检验，结果发现所有股票beta系数的波动率都是显著异于零的，即beta系数在不同的时期会发生变化。丁志国，苏治和杜晓宇（2008）^[42]从理论

上证明了beta系数跨期时变性的存在。苏涛等（2007）^[43]将一阶马尔科夫过程引入到经典资本资产定价模型（CAPM）中，从动态的角度提出基于马尔科夫状态转换下的资本资产定价模型，即允许反映市场风险载荷的beta系数和条件方差呈现时变状况。实证显示该模型优于经典资本资产定价模型，并能够刻画动态变化过程。

关于时变的流动性风险的研究，Gibson和Mougeot（2004）^[44]实证分析了美国股市总体流动性风险的定价。他们用S&P500指数股每月的标准化后交易股数的变化代理市场总体流动性水平的变化。将月流动性变化与月回报率之间的条件协方差表示市场总体流动性风险，等价于市场组合回报率对市场流动性的敏感度。基于美国股市1973年1月到1997年12月的月交易数据，他们发现条件协方差的回归系数是显著的，即流动性风险被显著定价，并用美国经验衰退指数（Rec）、信用利差和长短期利差三个工具变量捕捉单位风险溢价的时变性。

Fujimoto和Watanabe（2008）^[45]实证发现，流动性风险与股票回报率之间的关系随着市场状态的变化而变化。他们用美国1962年7月到2004年12月之间的交易数据进行分析并发现，市场偏好不确定性水平高的状态下，组合的流动性beta大，但是持续时间短。而且，在控制了市场因子、规模、帐面价值比和惯性因子之后，在高偏好不确定性水平下，流动性beta的回归系数相对来说更大，也更显著。因此，单位风险流动性溢价是随经济状态而时变的。

第三章 理论基础

第一节 偏好不确定性下流动性风险定价

本章将介绍本文的理论模型，Fujimoto和Watanabe（2008）^[45]在Gallmeyer, Hollifield和Seppi（2005）^[46]偏好不确定性理论模型框架下，引入非流动性冲击成本，考察偏好不确定性引起的流动性beta和流动性风险价格时变性。

Gallmeyer, Hollifield和Seppi（2005）^[46]模型基本框架：长短期两类风险厌恶代表性投资者，且投资者的信息是不对称的，长期投资者知道短期投资的偏好信息，而短期投资者却不知道长期投资者的偏好信息，这正是偏好不确定性的来源。三期模型，单一无风险资产^②代表整个市场，该资产在第t=3期支付1单位的消费品。长期投资者（L表示）通过选择在第t=1期和第t=2期的持有资产头寸，从而使自身三期效用最大化：

$$u(c_{L1}) + \delta_1 u(c_{L2}) + \delta_1 \delta_2 u(c_{L3}) \quad (3.1)$$

其中，效用函数 $u(c)$ 为单调递增凹函数， $c_{L_t} > 0$ 是第t期的消费，长期投资者初始资产禀赋为 θ_{L0} ，第t期的初始消费禀赋为 e_{L_t} 。 δ_1, δ_2 为长期投资者时间偏好参数，时间偏好决定长期投资者未来的现金流需求。

短期投资者（S表示），选择t=1期持有多少资产，最大化自身的两期效用：

$$v(c_{S1}) + \vartheta E_1[v(c_{S2})] \quad (3.2)$$

其中，效用函数 $v(c)$ 为单调递增凹函数， $c_{S_t} > 0$ 是t期的消费， ϑ 为短期投资者的时间偏好参数。 $E_1[\cdot]$ 表示在1期信息集下的期望。短期投资者初始资产禀赋 $\theta_{S0} = 1 - \theta_{L0}$ ，第t期的初始消费品禀赋 e_{S_t} 。因为短期投资者在第三期不消费，第二期就必须出清所有资产。短期投资者的偏好参数 ϑ 是公共信息，短期投资者却

^②该模型同样可以推广到N种风险资产，因无法得到解析解，就不在本文中详细描述；同样后文推导流动性风险资产定价模型，也可以推广到N种风险资产

不知道长期投资的时间偏好参数 δ_1, δ_2 。这正是偏好不确定性的来源，从而导致短期投资者不清楚交易对手方未来的资产需求以及未来资产的成交价格。

Fujimoto和Watanabe (2008) ^[45]在以上模型基础上引入非流动性成本，卖方在第t期出售资产时必须支付成本 κ_t 。实证研究^③表明非流动性成本具有持续性，因此对 κ_t 的动态建立AR (1) 过程：

$$\kappa_t = \alpha + \gamma\kappa_{t-1} + \mathbf{I}_t \quad (3.3)$$

其中 $\alpha > 0$ ， $0 < \gamma < 1$ ， \mathbf{I}_t 是非流动性成本冲击，均值为0，且与 δ_1, δ_2 的分布独立。假定非流动性成本足够小从而保证扣除成本的交易价格 $P_t - \kappa_t > 0$ 。

θ_{L_t} 和 θ_{S_t} 分别表示长短期投资者在第t期的资产持有量。长期投资者在t=1期卖出 $\theta_{L_0} - \theta_{L_1} > 0$ 单位资产，支付成本 $\kappa_1(\theta_{L_0} - \theta_{L_1})$ ，在第t=2期购买 $\theta_{L_2} - \theta_{L_1} > 0$ 单位资产。第t=3期没有交易发生，市场出清条件为 $\theta_{L_2} = 1$ 。长期投资消费约束条件可以表示为：

$$c_{L_1} = e_{L_1} + (P_1 - \kappa_1)(\theta_{L_0} - \theta_{L_1}), c_{L_2} = e_{L_2} + P_2(\theta_{L_2} - \theta_{L_1}), c_{L_3} = 1 \cdot \theta_{L_2} \quad (3.4)$$

长期投资者效用最大化一阶条件为：

$$\begin{aligned} u'(e_{L_1} + (P_1 - \kappa_1)(\theta_{L_0} - \theta_{L_1}))(P_1 - \kappa_1) &= \delta_1 u'(e_{L_2} + P_2(\theta_{L_2} - \theta_{L_1}))P_2 \\ u'(e_{L_2} + P_2(\theta_{L_2} - \theta_{L_1}))P_2 &= \delta_2 u'(1) \end{aligned} \quad (3.5)$$

假定效用函数 $u(c)$ 为对数效用，长期投资者初始资产禀赋 $\theta_{L_0} = 1$ ，t=1期的初始消费禀赋为 $e_{L_1} = 0$ ，可以推导出第t=2的价格 P_2 见公式 (3.8)

同样，短期投资者在第t=1期购买 $\theta_{S_1} - \theta_{S_0} > 0$ 单位的资产，在第t=2期出清所有资产，即卖出 θ_{S_1} 单位的资产，并支付成本 $\kappa_2\theta_{S_1}$ 。短期投资者的消费约束条件为：

$$c_{S_1} = e_{S_1} + P_1(\theta_{S_0} - \theta_{S_1}), c_{S_2} = e_{S_2} + (P_2 - \kappa_2)\theta_{S_1} \quad (3.6)$$

^③ Amihud (2002) ^[24], Jones (2002) ^[25]等都给出了非流动性持续性的证据

短期投资者效用最大化一阶条件：

$$v'(e_{s1} + P_1(\theta_{s0} - \theta_{s1}))P_1 = \vartheta E_1[v'(e_{s2} + (P_2 - \kappa_2)\theta_{s1})(P_2 - \kappa_2)] \quad (3.7)$$

假定效用函数 $v(c)$ 为对数效用，推导可以得到第 $t=1$ 期的均衡价格 P_1

$$P_2 = \frac{e_{L2}}{\frac{1}{z} + \frac{1}{\delta_2}} \text{ and } P_1 = \frac{\vartheta e_{s1} E \left[\frac{P_2 - \kappa_2}{e_{s2} + (P_2 - \kappa_2)/z} \mid z, \kappa_1 \right]}{1 + \frac{\vartheta}{z} E \left[\frac{P_2 - \kappa_2}{e_{s2} + (P_2 - \kappa_2)/z} \mid z, \kappa_1 \right]} \quad (3.8)$$

其中 $z \equiv \delta_1 \delta_2 = \frac{1}{1 - \theta_{L1}} = \frac{1}{\theta_{s1}}$ ， θ_{L1} 和 θ_{s1} 分别代表长短期投资者在第 $t=1$ 期均衡

时持有资产量，即均衡的交易量。 P_2 与 Gallmeyer, Hollifield 和 Seppi (2005)^[46] 的模型结果一致，而 P_1 则因为引入预期交易成本 κ_2 发生了变化，若令 $\kappa_2 = 0$ ， P_1 与无交易成本模型一致。从模型得到的均衡解可以看出，交易量由模型内生决定，与偏好参数存在对应关系，不同的偏好不确定性水平对应着不同的交易量，因此交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量。

从短期投资者的效用最大化一阶条件式子(3.6)，推导 Cochrane(2005)^[47] SDF 框架下的资产定价模型。

$$1 = E_1[m_2 R_2] = Cov_1(m_2, R_2) + E_1[m_2] E_1[R_2] \quad (3.9)$$

其中 $m_2 \equiv \vartheta \frac{v'(c_{s2})}{v'(c_{s1})} = \vartheta \frac{c_{s1}}{c_{s2}}$ 是随机贴现因子， $R_2 \equiv \frac{P_2 - \kappa_2}{P_1}$ 为扣除非流动性成

本的收益率。将 $R_1^f = \frac{1}{E_1[m_2]}$ 带入，得到：

$$E_1[R_2] = R_1^f + \frac{Cov_1(m_2, R_2)}{Var_1(m_2)} \left[-\frac{Var_1(m_2)}{E_1[m_2]} \right] = R_1^f + \beta_1^m \lambda_1^m \quad (3.10)$$

随机贴现因子 m_2 可以表示为非流动性冲击 I_2 的函数

$$m_2 = g(I_2) = \vartheta \frac{e_{s1} + P_1(\theta_{s0} - \theta_{s1})}{e_{s2} + (P_2 - \alpha - \gamma \kappa_1 - I_2)\theta_{s1}} \quad (3.11)$$

对随机贴现因子 SDF 进行一阶泰勒展开 $m_2 = a_1 + b_1 I_2$ ，从而得到线性因子定

价模型。其中 a_1, b_1 短期投资者关于 $t=1$ 期信息集函数^④。定义非流动性beta

$$\beta_1^l = \frac{\text{Cov}_1(I_2, R_2)}{\text{Var}_1(I_2)} = -\frac{1}{P_1}, \quad \text{资产定价模型 (3.9) 可以重新写出}$$

$$E_1[R_2] = R_1^f + \beta_1^l \lambda_1^l \quad (3.12)$$

$$\text{非流动性风险的风险价格}^{\text{⑤}} \text{为} \quad \lambda_1^l = -\frac{b_1}{a_1} \sigma_I^2$$

非流动性beta为负（流动性beta为正）。高的偏好不确定性水平，内生大的交易量，对应较小的 P_1 和较大的 b_1 ，从流动性beta和流动性风险价格的表达式来看，流动性beta和流动性风险价格都会变大。

该理论模型解释了交易过程和价格发现的内在机制。投资者偏好是信息不对称的，即投资者仅知道自己对该资产的偏好及未来的资产需求，但对对方的偏好和未来需求是不了解的，所以当投资者进行交易时，将面临交易对手对未来资产需求或偏好的不确定，而随着交易过程的进行，他们的未来偏好完全或部分地通过交易被揭示出来。

偏好不确定程度的变化会引起流动性beta和流动性风险价格的时变性，当投资者处于高偏好不确定状态时，会更关注于未来资产的可交易性，对于相同的流动性冲击会要求更高的风险溢价，结果导致流动性风险价格在不同状态下存在差异。

^④ a_1, b_1 的表达式如下， b_1 与均衡交易量成正比

$$a_1 = E_1[g(0)] = E_1 \left[\vartheta \frac{e_{S1} + P_1(\theta_{S0} - \theta_{S1})}{e_{S2} + (P_2 - \alpha - \gamma\kappa_1)\theta_{S1}} \right], b_1 = E_1[g'(0)] = E_1 \left[\vartheta \theta_{S1} \frac{e_{S1} + P_1(\theta_{S0} - \theta_{S1})}{[e_{S2} + (P_2 - \alpha - \gamma\kappa_1)\theta_{S1}]^2} \right]$$

^⑤对于投资者因承担风险而相应获得的收益，有些学者使用风险价格一词，也有学者偏爱使用风险溢酬来表示，本文中使用的风险价格指投资者承担单位风险而获得相应收益，而将风险溢酬用来表示投资者承担的全部风险获得的收益部分，即等于风险价格与承担风险大小的乘积。

第四章 实证检验

本文所选样本由沪深两市的所有 A 股股票构成。鉴于 ST、PT 类股票价格变动较为异常，故剔除 ST、PT 类股票。由于我国股票市场的早期（1993 年之前）上市公司数目极少，且管理很不规范，加之一度实行不合理的非对称涨跌幅，收益率数据并不具有代表意义，并且沪深两市自 1996 年 12 月 16 日开始实行涨跌停盘制度，这种交易制度的变化对市场的波动具有较大影响，因此本文选取自 1997 年 1 月至 2010 年 7 月 31 日的沪深两市非 ST、PT 类股票的日收盘价(复权)、成交金额和流通市值作为样本数据。同时考虑到新股 IPO 效应的影响，剔除股票上市首月的数据。无风险利率在 2002 年 7 月 2 日前选用一年期银行存款利率，之后使用一年期中央银行票据的票面利率，并进行了月度化处理。这些数据将被用于本文实证中所需的各因子和模型测试资产的构建。

基于本文的理论模型，流动性 β 和流动性风险价格会随着偏好不确定性水平变化而变化，而偏好不确定性水平的变化又可以通过交易量揭示出来。本文将从如下两方面进行实证设计：

时变的流动性 β ：在不同偏好不确定性水平下，流动性 β 不同，在偏好不确定性高（低）的状态下，流动性 β 大（小）；交易量作为偏好不确定性水平代理变量。从低的偏好不确定性状态向高的偏好不确定水平状态转移时伴随着交易量的增加；

时变的流动性风险价格：在不同的偏好不确定性水平下，流动性风险价格不同，在偏好不确定性水平高（低）的状态下，流动性风险价格大（小）。

本文的实证检验流程如图 4.1

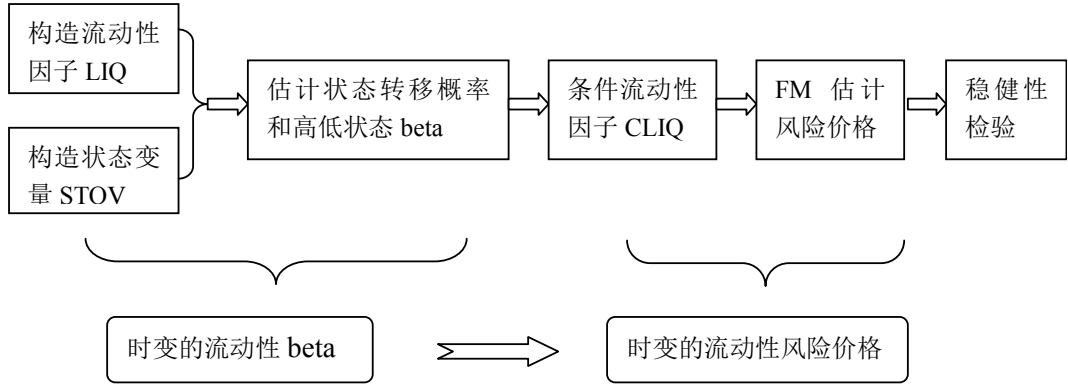


图 4.1 实证检验流程图

第一节 时变的流动性beta

本文选择时变转移概率的 Markov 机制转换模型来刻画流动性 beta 的动态变动过程，基于本文的理论模型，交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量，转移概率的状态变量设定为交易量。Markov 机制转换模型设定两个状态，简单区分高低偏好不确定性水平，分别对应高低流动性 beta。

一 模型的设定

构建双变量时变转移概率的 Markov 机制转换模型：

$$r_t = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t}^{LIQ} LIQ_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

其中， LIQ_t 是流动性风险因子， r_t ， α_{s_t} 和 $\beta_{s_t}^{LIQ}$ 分别是收益率，截距项和流动性 beta 的二维列向量。 $s_t = 1, 2$ 代表两种不同的状态。

$$r_t = \begin{pmatrix} r_{S,t} \\ r_{L,t} \end{pmatrix}, \alpha_t = \begin{pmatrix} \alpha_{S,t} \\ \alpha_{L,t} \end{pmatrix}, \beta_{s_t}^{LIQ} = \begin{pmatrix} \beta_{S,s_t}^{LIQ} \\ \beta_{L,s_t}^{LIQ} \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

S 和 L 分别代表最小市值和最大市值组合。组合收益率通过所选样本期的股票按照市值排序得到的组合市值加权平均收益率计算所得。如果 $\alpha_1 = \alpha_2, \beta_1^{LIQ} = \beta_2^{LIQ}$ 该模型就退化为一般的流动性风险定价模型。回归方程的残差

服从一个二维 Gaussian 分布，且方差协方差矩阵与所处状态有关。

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t | s_t = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{S,t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{L,t} \end{pmatrix} \sim N(0, \boldsymbol{\Omega}_{s_t}), \boldsymbol{\Omega}_{s_t} = \begin{pmatrix} \sigma_{S,s_t}^2 & \rho_{s_t} \sigma_{S,s_t} \sigma_{L,s_t} \\ \rho_{s_t} \sigma_{S,s_t} \sigma_{L,s_t} & \sigma_{L,s_t}^2 \end{pmatrix} \quad (4.3)$$

基于偏好不确定性流动性风险定价的理论基础，交易量可以作为偏好不确定性水平的一个代理变量。因此本文将交易量作为转移概率的状态变量，来预测不同状态下的流动性 beta 的转移。我们将转移概率形式设定为指数形式，以保证转移概率位于 0 和 1 的区间内，其表达式如下：

$$\Pr(s_t = i | s_{t-1} = i; STOV_{t-1}) = \frac{\exp(c_{s_t} + d_{s_t} \cdot STOV_{t-1})}{1 + \exp(c_{s_t} + d_{s_t} \cdot STOV_{t-1})}, i = 1, 2 \quad (4.4)$$

其中，STOV 为交易量指标，下文将具体介绍该指标的构建。将转移概率表示成矩阵形式 $\mathbf{P} = \begin{pmatrix} P_{11,t} & 1 - P_{11,t} \\ 1 - P_{22,t} & P_{22,t} \end{pmatrix}$ 。

模型设定了 1, 2 两个状态，比较简单的区分高低流动性 beta 两种状态，与高低偏好不确定性水平对应。在回归方程中，没有加入市场因子，原因在于未预期到的流动性冲击与市场收益率存在一定的相关性（Amihud (2002) [24]）。加入市场风险因子估计出的流动性 beta，将基于市场风险的部分信息。且加入市场因子后，会大大增加模型估计的参数个数。在后文的资产定价检验中，本文将加入市场因子，并控制其他因子的影响。

二 模型的估计方法

模型假定回归方程的残差服从一个二维 Gaussian 分布， r_t 在状态 $s_t = i$ 条件密度函数为：

$$\begin{aligned} g_{i,t} &= f(r_t | F_{t-1}, \boldsymbol{\theta}, s_t = i) \\ &= \frac{1}{2\pi |\boldsymbol{\Omega}_i|} \exp\left(-\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_{t,i}' \boldsymbol{\Omega}_i^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t,i}\right) \quad i=1, 2 \end{aligned} \quad (4.5)$$

其中， $\boldsymbol{\Omega}_i$ ， $\boldsymbol{\varepsilon}_{t,i}$ 分别代表在状态 i 的协方差矩阵和残差。 $\boldsymbol{\theta}$ 为待估计参数集， F_{t-1} 为第 t-1 期的信息集。记 $p_{i,t} = \Pr(s_t = i | F_{t-1}, \boldsymbol{\theta})$ 为基于第 t-1 期信息集和参数集 $\boldsymbol{\theta}$ 对第 t 期状态 s_t 的推断概率。

r_t 的混合条件密度函数为：

$$g_t = g_{1,t}P_{1,t} + g_{2,t}P_{2,t} \quad (4.6)$$

$P_{1,t}$ 可以通过以下迭代计算：

$$P_{1,t+1} = P_{11,t}q_{1,t} + (1 - P_{22,t})q_{2,t}, P_{2,t+1} = 1 - P_{1,t+1} \quad (4.7)$$

其中， $q_{i,t} = \Pr(s_t = i | F_t, \theta)$ 为基于 t 期信息和参数集 θ 对第 t 期状态 s_t 的 Bayes 推断概率：

$$q_{1,t} = \frac{g_{1,t}P_{1,t}}{g_{1,t}P_{1,t} + g_{2,t}P_{2,t}}, q_{2,t} = 1 - q_{1,t} \quad (4.8)$$

全样本的对数似然函数可以写成 $l = \sum_{t=1}^T \ln(g_t)$ 。采用准最大似然估计 (QMLE)

来最大化似然函数来估计参数。具体估计方法详见 Hamilton (1989)^[48]，本文不再详述。平滑概率为基于所有样本信息对 t 期状态概率的推断，可以通过 Kim (1993)^[49] 年提出的 EM 迭代算法计算。

三 相关指标的构建

1. 流动性指标的构建

关于流动性指标的选择，目前国内外常用的指标包括换手率、Pastor-Stambaugh (P-S) 指标和 Amihud 指标。梁丽珍和孔东民 (2008)^[38] 认为换手率和 P-S 指标在捕捉流动性的方面要差于 Amihud，他们建议在研究中国流动性问题时应更多地采用 Amihud 指标，以取得更合适的代理变量。

Amihud (2002)^[24] 的非流动性指标是用股票的日收益率的绝对值与交易额的比值在某个时期内进行简单加权得到的。具体表达式如下：

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,d,t}|}{v_{j,d,t}} \quad D_{i,t} \geq 10 \quad (4.9)$$

其中， $Illiq_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的非流动性指标， $r_{i,d,t}$ 为股票 i 在第 t 月的第 d 个交易日的收益率， $v_{j,d,t}$ 为股票 i 在第 t 月的第 d 个交易日的交易额， $D_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的有效交易天数。在计算月度非流动性指标时，本文剔除了月交易天数不足 10 天的股票当月数据。

通过对个股非流动性水平 $Illiq_{i,t}$ 简单加权,可以得到市场的月度非流动性水平:

$$Illiq_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} Illiq_{i,t} \quad (4.10)$$

其中 N_t 为在第 t 月市场上所有股票数目。整个市场的流动性水平如图 4.2。从图 4.2 上证指数和非流动性水平对比图可以看出,我国股票市场非流动性水平与上证指数存在明显的负相关关系。且股权分置改革是我国股票市场流动性水平的分水岭。2005 年初期市场的非流动性水平达到高峰,此时恰逢我国股权分置改革。2005 年 4 月 29 日股权分置改革正式启动。股权分置改革初期,不确定性较大,所以市场流动性的变化幅度也随之增加,表现在图中非流动性指标波动明显增加。但当经过试点得到投资者认可全面推开后,投资者的担忧逐渐消除,所以市场的非流动性冲击迅速下降,表明市场流动性增强。

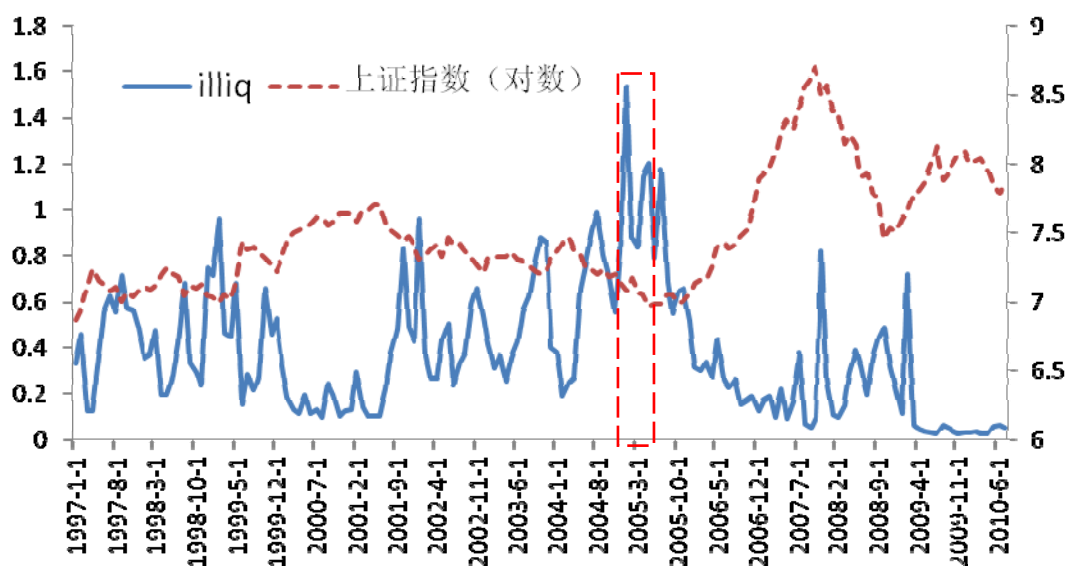


图 4.2 市场总体流动性水平和上证指数(对数)

市场的非流动性水平 $Illiq_t$ 进行平稳性检验和自相关检验,其结果如表 4.1。

表 4.1 市场非流动性水平的平稳性检验结果

检验结果		t 值	p 值
ADF 值		-5.07888	0.0000
临界值:	1%水平	-3.47093	
	5% 水平	-2.87927	
	10% 水平	-2.5763	

市场非流动性水平 ADF 的统计量绝对值大于临界值-3.43, 在 1%的水平下拒绝单位根存在的原假设, 这说明市场非流动性水平 $Illiq_t$ 是平稳序列。

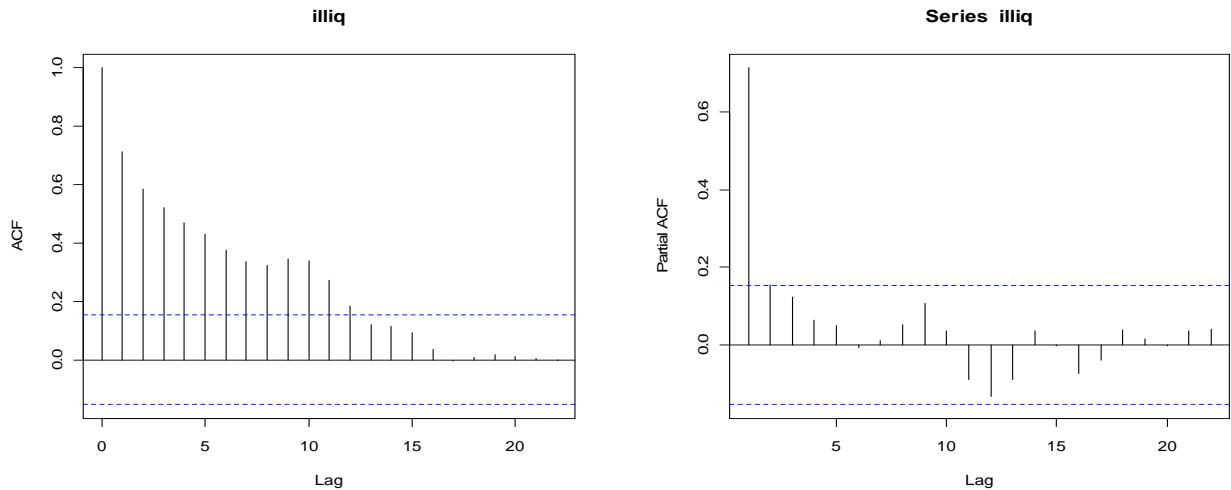


图 4.3 市场非流动水平的自相关和偏相关检验结果

图 4.3 自相关检验结果表明, 市场非流动水平 $Illiq_t$, 存在明显的自相关和偏自相关。结合回归系数的显著性以及残差的自相关系数, 对 $Illiq_t$ 建立 AR(1) 过程:

$$Illiq_t = 0.1056 + 0.72 * Illiq_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

(4.01^{***}) (12.96^{***})

回归方程 4.11 得到的残差为市场非流动性水平的新息项，也就是未预期到非流动性冲击。对残差取负值，得到市场流动性水平的新息项，记为 Liq_t ，即本文所需要的流动性风险定价因子。流动性风险因子的趋势如图 4.4。

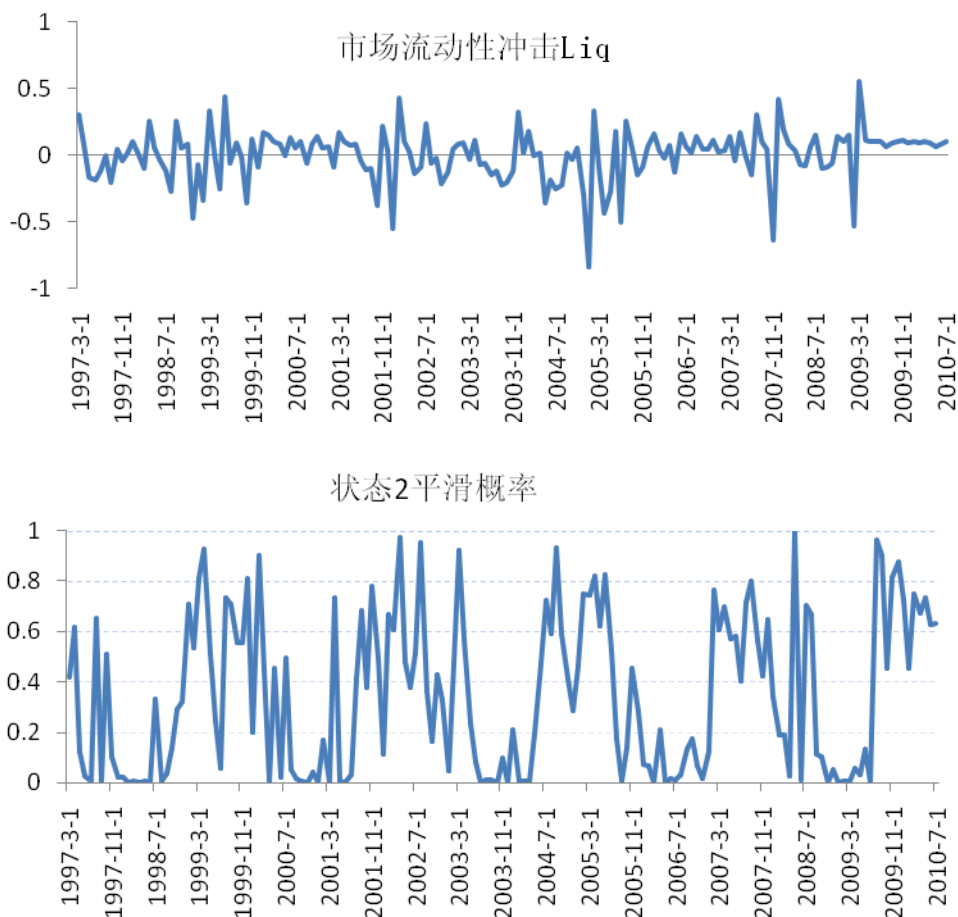


图 4.4 市场流动性风险和状态 2 的平滑概率

2.交易量指标的构建

本文的理论模型解释了在交易的过程中，投资者未来的偏好不确定性水平可以完全或部分地通过交易被揭示出来，交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量。本文构建 Markov 机制转换模型，时变的转移概率正是以交易量作为状态变量。

构建的交易量指标为整个市场的平均换手率水平 $STOV_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} turnover_{i,t}$,

其中 $turnover_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月份的日度换手率的平均值, N_t 为第 t 月份样本期内的股票数目。交易量指标构建的样本股票与流动性指标构造所用的股票一样。

3 大小市值组合收益率

大小市值组合的构建方法是：按照上一年年末的流通市值排序，等分为 10 组，并且在每年一月份更新因此组合。组合收益率的按流动市值加权平均。大小市值组合收益率分别对应市值最大和市值最小组合的收益率。

表 4.2 大小市值组合收益率描述统计量

	小市值组合	大市值组合
均值	0.0291	0.011
标准差	0.111	0.098
偏度	0.379	0.618
峰度	3.26	5.54
JB 值	4.38	54.28
P 值	0.1117	0.000

四 参数的估计

为减少待估计参数个数，本文对模型（4.1）进行如下限制：（1）截距项在不同的状态下并不发生改变；（2）大小市值股票收益率的波动率在不同的状态下不发生改变；（3）大小市值股票收益率的相关系数在不同的状态下不发生改变。这样待估计参数由 18 个减少为 13 个，参数估计结果如表 4.3 所列。

从参数估计的结果看，大小市值股票在不同的状态下，流动性 β 均显著大于 0，这与其他学者的研究结论一致，未预期到的市场流动性冲击与同期收益率之间存在显著的正向关系。且对于大小市值组合，在状态 2 的流动性 β 明显大于状态 1 的流动性 β ， $\beta_{i,s}^{LQ} < \beta_{i,2}^{LQ}, i = S, L$ 。本文采用似然比检验，均拒绝了不同状态下流动性 β 相等的假设，因此状态 1 的流动性 β 要显著小于状态 2 的流动性 β 。状态 2 为高流动性 β 状态。系数 $d1$ 的符号为负，表示异

常的交易量放大，将减少处于状态 1（低流动性 beta）的概率，从而向状态 2（高流动性 beta）转移，这与本文理论模型是一致的。

本文估计出了状态 2 的平滑概率时间序列，即处于高流动性 beta 状态的概率，见图 4.4。从图可以看到，当状态 2 的平滑概率靠近 1 后，会迅速回落，状态 2 持续时间要明显短于状态 1，即高流动性 beta 状态持续时间短。通过观察状态 2 平滑概率与市场流动性风险冲击的变动，不难发现，状态 2 的平滑概率接近 1 的时候，市场流动性都对应着较大的冲击。

五 本节小结

在本节实证中，通过采用一个时变转移概率的两状态的 Markov 机制转换模型，来刻画流动性 beta 的时变性。模型识别出高低偏好不确定性水平状态下的流动性 beta，估计结果显示，不同状态下，流动性 beta 存在显著的差异，状态 2 的流动性 beta 显著高于状态 1 的流动性 beta，状态 2 的持续时间明显短于状态 1。后文中，统一称状态 2 为高流动性 beta 状态。交易量的增大，处于状态 1 的概率减少，向状态 2 转移。本节实证验证了实证设计的第一步，即流动性 beta 是时变的，交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量，从低的偏好不确定性状态向高的偏好不确定水平状态转移时伴随着交易量的增加。

表 4.3 Markov 机制转换模型参数估计结果

	small		big				
α_i	0.03	(3.26)	0.01	(0.71)	c1	9.77	(1.2)
$\beta_{i,1}^{LQ}$	0.22	(4.21)	0.09	(2.13)	c2	-2.09	(-0.5)
$\beta_{i,2}^{LQ}$	0.35	(3.35)	0.40	(4.61)	d1	-5.19	(-1.12)
σ_i	0.10	(17.72)	0.08	(16.96)	d2	0.44	(0.53)
					ρ	0.64	(12.9)

注：括号里为估计参数对应的 t 统计量。参数 α_i ， σ_i 和 ρ 表示不同状态下模型的截距项，波动率和大小市值的收益率相关系数在不同状态下并不发生改变。

第二节 时变的流动性风险价格

在时变的流动性 beta 实证研究中，不同状态的流动性 beta 不一样，偏好不确定性水平高的状态对应高流动性 beta。既然不同的偏好水平状态对应不同的流动性 beta，那么流动性风险价格是否在不同的状态下表现会怎样呢。接下来本文将考察不同状态下的流动性风险价格。

一 模型的设定

为捕捉高低流动性 beta 状态下流动性风险价格的差异，我们定义一个条件流动性因子：

$$CLIQ_t = I_t \cdot LIQ_t \quad (4.12)$$

其中， LIQ_t 为前文所构造的流动性风险因子。 I_t 是示性变量，如果第 t 月份状态 2 的平滑概率大于等于 0.75 I_t 取值为 1，否则取值为 0。进行如上处理，表示若 t 月份状态 2 的平滑概率大于 0.75，可以把该月份视为处于高流动性 beta 状态。对于概率阈值的处理带有一定的随机性，在稳健性检验中，本文将考察不同的阈值的取值，来验证是否得到相同的结论。

Cochrane (2005)^[47] 表示，当随机贴现因子 SDF 可以表示成为定价因子的线性表达形式的时候，随机贴现因子定价模型 $E[m_t(1+r_{i,t})] = 1$ 等价于因子定价模型。基于前文理论模型推导，可以设定如下线性回归模型：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{LIQ} LIQ_t + \beta_i^{CLIQ} CLIQ_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.13)$$

其中 $r_{i,t}$ 为资产 i 的超额收益率， α_i 为截距项， β_i 是各因子的因子负载。MKT 为市场溢价因子，是市场组合的超额收益率。该模型可以写成：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + (\beta_i^{LIQ} + \beta_i^{CLIQ} I_t) LIQ_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.14)$$

在状态 1 的流动性 beta 为 β_i^{LIQ} ，在状态 2 的流动性 beta 为 $\beta_i^{LIQ} + \beta_i^{CLIQ} I_t$ ，这样 $\beta_i^{CLIQ} I_t$ 能够很好的刻画到流动性 beta 在不同状态下的差异。定义 β_i^{CLIQ} 为条件流动性 beta。因为状态 2 为高流动性 beta，预测条件流动性 beta 的符号应该为正。

将 (4.14) 式得到的因子荷载用于横截面回归

$$r_{i,t} = c + \hat{\beta}_i^{MKT} \lambda_{MKT} + \hat{\beta}_i^{LIQ} \lambda_{liq} + \hat{\beta}_i^{CLIQ} \lambda_{cliq} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.15)$$

其中, λ_{MKT} 为市场收益率的风险价格, 状态 1 的流动性风险价格为 λ_{liq} , 状态 2 的流动性风险价格为 $\lambda_{liq} + \lambda_{cliq} I_t$ 。通过构造条件流动性因子, 我们可以很好的捕捉到流动性风险价格在不同状态下的差异。

本文将采用标准的 Fama-Macbeth (1973) ^[15] 两步回归法估计流动性风险价格。实证检验包括两步: 首先对每个测试资产做时间序列回归, 估计因子荷载; 然后将第一步回归得到的因子荷载作为输入变量, 进行横截面回归, 得到各个因子的风险价格。在第一步回归中, 采用全样本来做回归。本文没有选用滚动的方法来估计因子荷载, 原因在于滚动的过程中条件流动性因子 $CLIQ_t$ 可能会导致回归矩阵奇异, 且本文的模型已经通过引入条件流动性因子刻画流动性 beta 时变性。回归方程 (4.13) 只是基本模型, 在实证检验过程中, 本文还将加入其他控制变量因子。

由于横截面回归的输入变量因子荷载是由时间序列回归估计得到, 因此横截面回归时采用最小二乘法求得的回归参数会产生变量内误差 (Error-In-Variables) 问题。对此, 本文将采用 Shanken (1992) ^[50] 的方法, 用一个校正过程来解决 Fama-Macbeth 两步回归中产生的这种变量 t 值高估问题。

在对用于测试的资产的选择上, 现有的相关文献中, 对基础检验资产的设定有两种方法: 一种是将股票组成组合, 将组合作为基础测试资产, 如 Black, Jensen, Scholes 等 (1972) ^[51]、Fama 和 Macbeth (1973) ^[15] 和 Fama 和 French (1993) ^[52]; 另一种方法是用全部单只股票资产来估计横截面风险溢酬, 如 Litzenberger 和 Ramaswamy (1979) ^[53]。Blume (1970) ^[54] 认为创建组合作为测试资产可以减少变量内生误差问题。如果不同资产的 beta 的估计误差不完全相关, 那么当资产被组合成测试组合时估计误差会互相抵消, 因此用组合作为测试资产会使因子荷载 beta 的估计更加有效, 更精确的因子荷载的估计会使得因子风险溢酬的估计也更加精确。然而, Litzenberger 和 Ramaswamy (1979) ^[53] 则认为由于组合的数量远小于股票的数量, 用组合作为基础资产会导致严重的效率损失。

综上, 本文将采用以股票组合作为待检资产的方式进行实证检验。

二 组合特征

考察按非流动性分组的组合特征, 具体分组方法: 所选股票为已经预处理后

样本期内的股票^⑥，按上一年年末的非流动性水平按从小到大的顺序分为 10 组，每年一月份更新一次组合。组合的收益率按市值加权平均，组合的账面市值比（B/M），流通市值（SIZE）和非流动性水平按简单加权平均计算。序号 1 代表非流动性水平最低（流动性最好）的组合，序号 10 代表非流动性水平最高（流动性最差）的组合。表 4.4 报告了每个组合的平均收益率（ r ），平均非流动性水平（Illiq），平均账面市值比（B/M）和流通市值。可以发现组合之间存在如下单调关系，平均收益率随非流动性水平单调递增，流通市值随非流动性水平单调递增，账面市值比与非流动性水平的单调关系虽然不明显，但还是有一定的趋势。因此，在后文的资产定价检验中，需要控制流动市值、账面市值比和非流动性水平的影响。

与之前学者研究结论一致，我国股市也存在明显的非流动性溢价，即组合的非流动性（Illiq）越高，组合的平均收益率（ r ）也越高。各个组合的超额收益率，经 CAPM 和 Fama 三因素模型调整的收益率为 α_1 ， α_2 ，仍然存在递增的趋势，表明流动性溢价不能被 CAPM 和 Fama-French 三因素模型解释，需要加入其他因子解释。

β^{LIQ} ， β^{CLIQ} 分别表示流动性 beta 和条件流动性 beta，由回归方程（4.13）估计得到。 β^{LIQ} 和 β^{CLIQ} 都随着非流动性水平 Illiq 递增，流动性越差的组合，流动性风险暴露越大。对于流动性好的组合，两个流动性 beta 均出现了负值，这是因为市场风险因子 MKT 与流动性风险因子 LIQ 存在一定的正相关，流动性好的组合本身流通性风险暴露小，经市场风险因子的调整，就可能出现负值。

本文选择按照流通市值和非流动性水平分组构造 25 个组合，作为回归检验的资产池。组合的构造方法：先根据 Size 的大小从小到大的次序把符合要求的样本平均分成 5 个组合，然后在这 5 个组合内按非流动性水平 Illiq 分类，同样平均分成五个组合。具体的排序方式，按上年年末的市值和非流动性水平进行排序，并且在每年的一月份更新一次组合。表 4.5 是所构造组合 1997 年 1 月至 2010 年 7 月的平均收益率和平均非流动性水平的横截面比较。

^⑥ 与计算非流通性水平的样本一致

表 4.4 按非流动性分组的股票组合特征

	r	Illiq	B/M	Ln (size)	β^{LIQ}	β^{CLIQ}	alpha1	alpha2
1	0.010	0.053	0.329	24.47	-0.029	-0.061	-0.002	0.0026
2	0.012	0.115	0.347	22.30	-0.008	-0.067	-0.001	-0.0008
3	0.014	0.158	0.358	21.83	-0.002	-0.005	0.001	-0.0011
4	0.014	0.203	0.367	21.53	0.022	-0.015	0.002	-0.0008
5	0.017	0.255	0.378	21.38	0.015	0.027	0.004	0.0004
6	0.017	0.310	0.377	21.28	0.016	0.069	0.004	0.0000
7	0.019	0.371	0.375	20.99	0.030	0.054	0.006	0.0017
8	0.022	0.456	0.370	20.85	0.018	0.080	0.009	0.0035
9	0.022	0.551	0.353	20.72	0.038	0.073	0.010	0.0032
10	0.027	1.139	0.310	20.79	0.032	0.106	0.015	0.0083
10-1	0.016	1.086	-0.020	-3.68	0.061	0.167	0.017	0.0057

注：（1）r, Illiq, B/M, ln (size) 分别为组合的平均收益率，平均非流动性水平，账面市值比和市值

（取对数）；（2） β^{LIQ} , β^{CLIQ} 分别为流动性 beta 和条件流动性 beta, 通过对组合超额收益率进行 (4.13)

回归得到；（3）alpha1, alpha2 分别是组合超额收益率 CAPM 和 Fama 三因素模型回归得到的截距项。

表 4.5 按 SIZE 和 Illiq 分类的股票组合的市值加权收益率和非流动性水平

r	Illiq						
	1	2	3	4	5		
1	0.012828	0.022605	0.028547	0.031621	0.042386	0.029558	
2	0.007832	0.019092	0.022815	0.025912	0.023556	0.015724	
SIZE	3	0.007242	0.015428	0.018609	0.019214	0.019841	0.012599
	4	0.007145	0.012355	0.016743	0.018276	0.018953	0.011808
	5	0.008728	0.015442	0.013157	0.014354	0.011822	0.003094
		-0.0041	-0.00716	-0.01539	-0.01727	-0.03056	
Illiq	Illiq						
	1	2	3	4	5		
1	0.36616	0.50486	0.59892	0.73901	1.43899	1.07283	
2	0.2336	0.34112	0.40428	0.48749	0.70313	0.46953	
SIZE	3	0.17242	0.2366	0.3009	0.36909	0.584	0.41158
	4	0.11677	0.16529	0.20315	0.25763	0.50696	0.39019
	5	0.03978	0.07178	0.10152	0.13482	0.22071	0.18093
		-0.32638	-0.43308	-0.4974	-0.60419	-1.21828	

注：r, Illiq 分别代表每个组合的平均收益率和平均流动性水平

三 回归检验

选用按 SIZE 和 Illiq 分组的 25 个组合收益率作为资产池, 采用 Fama-Macbeth

两步法来估计各个因子的风险价格。

基于国内学者在资产定价模型方面的实证研究结果，本文选择 Fama-French 三因素中的 SMB 和 HML 作为基本的控制变量。依据市值大小区分的最大组合和最小组合之间的平均回报差异 SMB，它代表规模这一公司特征的系统性风险；依据账面市值比高低区分的最高组合和最低组合的平均回报差异 HML，它代表的是价值这一公司特定因素的系统性风险。Fama 和 French 在他们 1993 年发表的经典之作中，用实证数据支持了这三个因素不论在债券市场上还是股票市场上都是决定证券定价的共有的风险因子。对我国 A 股市场的研究中，Eun 和 Huang (2007)^[55]，邓长荣和马永开 (2005)^[56]，杨焯和陈展辉 (2003)^[57]，吴世农和许年行 (2004)^[58]的实证结果也均支持该三因子的定价作用。

模型 1 为基础模型只包含市场因子和流动性因子，模型 2 加入了条件流动性因子，模型 3 加入 SMB 和 HML 两个控制变量。模型 4 加入滞后一期的非流动性水平 Illiq 做为控制变量^⑦。表 4.6 为估计的结果，所有参数估计的 t 值都经过 Shanken (1992)^[50]修正。

从模型 (1) 回归结果看，流动性因子 LIQ 的风险价格符号显著为正^⑧，这是符合我们预期的，加入条件流动性因子 CLIQ 后，流动性因子的风险价格的大小和显著性水平都有所降低，而条件流动性因子的风险价格显著为正，这说明流动性风险报酬通过两种表现形式，一种是在低流动性 beta 状态下的流动性风险报酬，另一种是在高 beta 状态下的流动性风险报酬^⑨。同时，控制 SMB，HML 和 Illiq 因子的影响后，并不改变条件流动性因子的显著性，而流动性因子的却变得不显著。这说明，条件流动性因子风险溢酬是稳健的，在高流动性 beta 状态下，需要较高的流动性风险报酬补偿。流动性风险的风险报酬主要通过条件流动性因子表现。

^⑦ Acharya 和 Pedersen (2005)^[8]强调在估计流动性风险溢酬的时候，需要控制非流动性水平的影响。

^⑧ 非流动性风险的风险溢酬为负

^⑨ 高流动性 beta 状态的风险溢酬等于流动性因子风险溢酬加上条件流通性因子的风险报酬

表 4.6 25 个资产组合定价结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Constant	-0.034 (-1.26)	-0.0018 (-0.048)	-0.0107 (-0.34)	-0.02 (-0.73)
MKT	0.045 (1.62) *	0.012 (0.318)	0.02 (0.64)	0.033 (0.95)
LIQ	0.264*** (5.75)	0.178*** (2.435)	0.172 (1.38)	0.1 (0.814)
CLIQ		0.164*** (2.73)	0.159*** (3.92)	0.15*** (3.55)
SMB			0.01 (2.43) ***	0.013 (3.14) ***
HML			-0.01 (-1.05)	-0.019 (-1.6)
Illiq				-0.097 (-1.38)

注：*，**，***分别表示系数 t 值经过 Shanken (1992)^[50]的方法调整后，在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为经变量内生误差调整后的 t 值

四 本节小结

条件流动性因子风险价格的显著性证明了流动性风险价格也是时变的。在高的偏好不确定水平状态，投资者更关注于未来资产的可交易性，对于相同的流动性冲击会要求更高的风险溢价。高流动性 beta 状态下的风险价格要显著高于低流动性 beta 状态的风险价格。

控制 SMB, HML 和非流动性水平 Illiq 的影响后，流动性因子的风险价格变得不显著，而条件流动性因子的风险价格依然显著，说明流动性风险的报酬主要来自高流动性 beta 状态所要求的风险回报。

第五章 稳健性检验

本章将进行如下三个方面稳健性检验：（1）用工具变量法来验证时变的流动性风险溢价；（2）加入其他横截面定价因子，是否对条件流动性风险因子的显著性有影响；（3）前文构造条件流动性因子，概率阈值的选取带有一定的随机性，选用不同的概率阈值，检验结果是否稳健。

第一节 工具变量法

处理时变 beta 系数常用两种方法是：一是采用 Markov 机制转换来刻画 beta 的动态变动；另一种是将 beta 表示成工具变量的线性形式。本文参考 Ferson 和 Harvey（1999）^[12]，Shanken（1990）^[39]的方法，对流动性因子荷载设定一个简单的结构：

$$\beta_{i,t-1}^{LIQ} = b_{i,0} + b_{i,1}STOV_{i,t-1} \quad (5.1)$$

其中， $STOV_{i,t-1}$ 为条件变量，根据本文理论模型设定为交易量指标。时间序列回归模型设定为

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT}MKT_t + b_{i,0}LIQ_t + b_{i,1}(STOV_{i,t-1}LIQ_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (5.2)$$

横截面序列回归模型设定为

$$r_{i,t} = c + \hat{\beta}_i^{MKT} \lambda_{MKT} + \hat{b}_{i,0} \lambda_{liq} + \hat{b}_{i,1} \lambda_{cliq} + \varepsilon_{i,t} \quad (5.3)$$

采用 25 个资产组合作为资产池，结果在表 5.1 列示，可以看出，估计出来的 λ_{cliq} ，经过变量内生误差调整后仍显著为正，且加入 SMB 和 HML 因子，控制非流动性水平后，其显著性并不改变。从另一个角度证实了流动性风险的时变性，交易量作为风险不确定性水平的代理变量，当风险不确定性水平较高的时候，流动性 beta 较大。

表 5.1 工具变量法回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Constant	-0.032 (-1.17)	-0.03 (-1.18)	-0.013 (-0.47)	(-0.03) -1.25
MKT	0.043 (1.57)	0.051 (1.54)	0.024 (0.86)	0.044 (1.58)
LIQ	0.262*** (5.77)	0.3*** (5.31)	0.158* (1.67)	0.137 (1.51)
STOV*LIQ		0.803*** (4.59)	0.63*** (3.8)	0.53*** (3.26)
SMB			0.008* (1.88)	0.01*** (2.57)
HML			-0.006 (-0.47)	-0.014 (-1.19)
Illiq				-0.1 (-1.53)

注：*，**，***分别表示系数 t 值经过 Shanken (1992)^[50]的方法调整后，在 10%，5% 和 1%的水平下显著，括号内为经变量内生误差调整后的 t 值；

第二节控制其他横截面因子

其他常见的风险因子存在是否会影响流动性风险的定价；在高流动性beta状态下是否因为没有考虑其他风险因子的存在，才获得高的流动性报酬，条件流动性风险因子是否仅仅是其他某个或某些因子的代理变量。为了检验这些问题，我们在基础模型加入其他的风险因子。来检验当这些因子存在时，条件流动性风险价格是否仍然显著。

考虑到待检组合数量只有 25 个，在资产定价模型中加入过多的横截面因子会影响回归检验的效果，本文将从中选取较为重要的几个横截面因子作为控制变量，来检验波动率作为横截面因子的稳健性。下面将先给出各截面因子的构建过程。

一 规模因子和账面市值比因子

规模因子和账面市值比因子对解释股票收益率的横截面差异的重要性是不言而喻的，前文已诸多赘述，在此就不再重复。本文采用的 Size 和 B/M 因子是月度数据，均来自锐思数据库。

二 波动率因子

目前已有许多学者的实证研究表明，市场波动率也是一个系统性风险因子。如 Ang, Hodrick 和 Xing (2006b) [59], Adrian 和 Rosenberg (2008) [60] 对美国股票市场的研究结果表明，市场波动率是一个显著的横截面定价因子。Vayanos (2004) [61] 构建了市场波动率和资产流动性溢价的模型，当市场波动率越大的时候，资产的非流动性溢价越高。因此在研究流动性风险溢价时，有必要控制波动率因子的影响。

在我国，黄慧舟和郑振龙 (2009) [62] 根据无模型隐含波动率方法，对香港恒生指数期权所含信息进行了研究；汤文玉 (2010) [63] 对我国股票市场波动率风险价格的研究也发现了我国股票市场的波动率是被显著定价的。

因子的构造方法：计算每只股票当月日收益率的方差，然后取其平均值得到该月资产的平均方差，再对月度平均方差的开方构建 AR (2) 模型，取其扰动项作为资产波动率因子。

三 协偏度因子

有学者认为线性模型并不能完全刻画股票的全部风险。投资者往往对资产价格下跌导致的损失比价格上涨带来的收益更为敏感，这样他会持有的在市场下跌时高度共变的资产要求一个溢价。Harvey 和 Siddique (1999) [64] 指出在 B/M 因子和规模因子基础上，引入协偏度将能更好地解释股票横截面收益率的差异。另外，Bawa 和 Lindenberg (1977) [65]、Ang, Chen 和 Xing (2006a) [66] 也都在研究中加入了高阶矩因子。

国内的研究中，黄文彬和郑振龙 (2009) [67] 通过在传统 CAPM 模型中加入零成本的负协偏度投资组合和零成本的正协峰度投资组合作为高阶矩风险溢价，结果发现基于高阶矩的考核模型优于基于传统 CAPM 的考核模型；本文按照 Harvey 和 Siddique (1999) [64], Ang, Chen 和 Xing (2001) [66], Dittmar (2002) [68] 的方法，将协偏度定义为：

$$Coskew_t = \frac{E(\epsilon_{i,t}\epsilon_{m,t}^2)}{\sqrt{E(\epsilon_{i,t}^2)E(\epsilon_{m,t}^2)}} \quad (5.4)$$

其中, $\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - \alpha_i - \beta_i R_{m,t}$, 是 个股超额收益率 $R_{i,t}$ 对同期市场超额收益率 $R_{m,t}$ 回归的残差; $\varepsilon_{m,t}$ 为市场超额收益率对常数项回归的残差。

表 5.2 控制其他风险因子的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
Constant	-0.0018 (-0.048)	-0.0107 (-0.34)	-0.02 (-0.73)	-0.224 (-0.63)	0.023 (0.43)
MKT	0.012 (0.318)	0.02 (0.64)	0.033 (0.95)	0.029 (0.82)	-0.01 (-0.27)
LIQ	0.178*** (2.435)	0.172 (1.38)	0.1 (0.814)	0.07 (0.51)	-0.04 (-0.2)
CLIQ	0.164*** (2.73)	0.159*** (3.92)	0.15*** (3.55)	0.138*** (2.63)	0.12** (1.96)
SMB		0.01*** (2.43)	0.013*** (3.14)	0.0136*** (3.06)	0.01** (2.09)
HML		-0.01 (-1.05)	-0.019 (-1.6)	-0.0194 (-1.55)	-0.022 (-1.35)
Illiq			-0.097 (-1.38)	-0.09 (-1.28)	-0.05 (-0.67)
sigma				0.0038 (0.76)	
coskew					-0.81* (-1.88)

注: *, **, *** 分别表示系数 t 值经过 Shanken (1992)^[50] 的方法调整后, 在 10%, 5% 和 1% 的水平下显著, 括号内为经变量内生误差调整后的 t 值。sigma 为波动率因子, coskew 为协偏度因子。

从表 5.2 的结果看, 加入 SMB, HML, 波动率因子和协偏度因子, 条件流动性因子的风险价格仍然显著, 而流动性因子的风险价格却变的不显著。条件流动性因子的风险价格显著为正是稳健的, 从而支持结论: 在不同的偏好不确定性水平下, 流动性风险价格不一样, 偏好不确定性水平较高(低)的状态, 流动性风险价格较大(小)。

第三节 阈值的改变

在第三章实证检验中, 构造条件流动性因子 CLIQ 时, 引入了一个示性变量 I_t , 用来表示 t 月份是否处于高流动性 beta 状态(状态 2)。根据状态 2 的平

滑概率大小来判断是否处于状态 2，当平滑概率超过某一阈值，即可认为该月份处于状态 2；在前文的实证研究中，本文假定阈值为 0.75，这个阈值的选取带有一定的随机性，接下来，本文将验证阈值的改变是否影响条件流动性因子风险价格的估计。阈值的选择范围是 0.6 到 0.9，每次递增 0.1。估计的结果见表 5.3

表 5.3 阈值的改变

阈值	0.6	0.7	0.8	0.9
Constant	-0.066*** (-2.34)	-0.066*** (-2.5)	-0.02 (-0.64)	-0.078*** (-3.08)
MKT	0.074*** (2.57)	0.0744*** (2.76)	0.03 (0.94)	0.0866*** (3.32)
LIQ	0.248*** (2.29)	0.209* (1.91)	0.125 (1.07)	0.26*** (2.51)
CLIQ	0.1304*** (2.57)	0.126*** (2.96)	0.1307*** (4.12)	0.034* (1.64)
SMB	0.0138*** (3.36)	0.014*** (3.5)	0.012*** (2.89)	0.015*** (3.43)
HML	-0.023*** (-2.05)	-0.02** (-2.24)	-0.0145 (-1.27)	-0.027*** (-2.37)
Illiq	-0.13* (-1.93)	-0.13** (-1.99)	-0.07 (-1.15)	-0.1308** (-1.98)

注：*， **， ***分别表示系数 t 值经过 Shanken (1992)^[50]的方法调整后，在 10%， 5%和 1%的水平下显著，括号内为经变量内生误差调整后的 t 值

从表 5.3 可以看到阈值的改变并不影响条件流动性因子， CLIQ 的风险价格的显著性；当概率阈值等于 0.9 的时候， CLIQ 仅在 10%的水平下显著，显著性水平有所降低，可能原因在于设置太高的概率阈值，存在一定的信息损漏。

第六章 总结

第一节 主要结论

不同于国内流动性风险的研究，本文基于偏好不确定性理论框架下，考察时变的流动性beta和流动性风险价格。利用沪深两市交易所上市的所有非ST A股的日交易数据，计算出个股的Amihud指标，对市场上所有个股Amihud简单加权得到市场的非流动性水平，其新息项为流动性风险因子。引入时变转移概率Markov机制转换模型，刻画流动性beta的时变性，并在此基础上，通过构造条件流动性因子，来考察风险价格的时变性。本文的主要研究和结论概括如下：

(1) 市场非流动性水平与上证指数存在明显的负相关，股权分置改革是我国股票市场流动性水平的分水岭。我国股市也存在明显的非流动性溢价，且非流动性溢价不能被CAPM和Fama-French三因素模型解释。

(2) 流动性beta是时变的，在高低偏好不确定性水平下表现显著的差异，高的偏好不确定性状态对应高的流动性beta。交易量可以作为偏好不确定性水平的代理变量，从低的偏好不确定性状态向高的偏好不确定性水平状态转移时伴随着交易量的增加。高流动性beta持续时间明显短于低流动性beta。

(3) 构造出条件流动性因子，采用 Fama-Macbeth 回归方法估计，并对估计的参数统计量按照 Shanken (1992)^[50]的方法进行变量内误差的调整。条件流动性因子风险价格的显著为正证实我国股市流动性风险价格的时变性。

(4) 在回归检验中，控制 SMB, HML 和非流动性水平 Illiq 的影响后，流动性因子的风险价格变得不显著，而条件流动性因子风险价格依然显著，说明流动性风险的报酬主要来自高流动性 beta 状态所要求的风险回报。且在稳健性检验中，控制波动率因子和协偏度因子的影响，条件流动性风险价格依然显著。

(5) 在稳健性检验中，采用工具变量法允许beta系数时变，同样得到了流动性风险溢价时变的结论。改变构造条件流动性因子的概率阈值，条件流动性因子的风险价格仍然显著，这说明结论对概率阈值的选取是稳健的。

第二节 未来方向

由于知识水平有限，本文的研究存在着一定的局限性，对此，笔者预备在未来进行如下方面的研究：

第一，考察更多的横截面因子对条件流动性因子风险价格的影响。本文已经考虑了规模、账面市值比，波动率以及协偏度因子对风险价格的影响。我们知道流动性差的公司规模都较小，其破产概率的也比较大，从直观上看，流动性因子与信用风险（default risk）存在一定的相关。本文采用Amihud指标作为非流动性水平的代理变量，该指标可能含有特征波动率的信息。因此，考察信用风险和特征波动率对流动性风险定价的影响也是未来的研究一个方向。

第二，本文所构造的条件流动性因子不是可交易因子，因此其风险溢价并不能直接与其他因子风险溢价比较，可以通过构造一个模拟组合（mimicking portfolio）来考察条件流动性因子风险溢价经济意义上的显著性。

第三，本文的研究框架可以应用到其他金融市场的流动性风险定价，如债券市场时变的流动性风险研究也是未来研究的一个方向。

参考文献

- [1] Modigliani F, Miller M H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment[J]. The American Economic Review. 1958, 48(3): 261-297.
- [2] Sharpe W F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk[J]. The Journal of Finance. 1964, 19(3): 425-442.
- [3] Lintner J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets[J]. The Review of Economics and Statistics. 1965, 47(1): 13-37.
- [4] Ross S A. The arbitrage theory of capital asset pricing[M]. Rodney L. White Center for Financial Research, University of Pennsylvania, The Wharton School, 1973.
- [5] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics. 1986, 17(2): 223-249.
- [6] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Commonality in liquidity* 1[J]. Journal of Financial Economics. 2000, 56(1): 3-28.
- [7] Pástor L. R., Stambaugh, 2003,“Liquidity Risk and Expected Stock Returns”[J]. Journal of Political Economy., 111: 643-684.
- [8] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk[J]. Journal of Financial Economics. 2005, 77(2): 375-410.
- [9] Blume M E. On the assessment of risk[J]. The Journal of Finance. 1971, 26(1): 1-10.
- [10] Jagannathan R, Wang Z. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns[J]. The Journal of Finance. 1996, 51(1): 3-53.
- [11] Lettau M, Ludvigson S. Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying[J]. The Journal of Political Economy. 2001, 109(6): 1238-1287.
- [12] Ferson W E, Harvey C R. Conditioning variables and the cross section of stock returns[J]. The Journal of Finance. 1999, 54(4): 1325-1360.
- [13] 马喜德, 郑振龙. 贝塔系数的均值回归过程[J]. 工业技术经济. 2006(01): 100-101.
- [14] Amihud Y, Mendelson H, Wood R A. Liquidity and the 1987 stock market crash[J]. The Journal of Portfolio Management. 1990, 16(3): 65-69.
- [15] Fama E F, Macbeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. The Journal of Political Economy. 1973: 607-636.
- [16] Hicks J R. Liquidity[J]. The Economic Journal. 1962, 72(288): 787-802.
- [17] Black F. Towards a fully automated exchange, part I[J]. Financial Analysts Journal. 1971, 27: 29-34.
- [18] Amihud Y, Mendelson H. The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns[J]. The Journal of Finance. 1989, 44(2): 479-486.
- [19] Harris L. Liquidity, trading rules and electronic trading systems[J]. Papers. 1990.
- [20] Massim M N, Phelps B D. Electronic trading, market structure and liquidity[J]. Financial Analysts Journal. 1994: 39-50.
- [21] Hara M O. Market Microstructure Theory[Z]. Blackwell, Cambridge, 1995.
- [22] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics.

- 1986, 17(2): 223-249.
- [23] Vayanos D. Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model[J]. *Review of Financial Studies*. 1998, 11(1): 1.
- [24] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects* 1[J]. *Journal of Financial Markets*. 2002, 5(1): 31-56.
- [25] Jones C M, Lamont O A. Short-sale constraints and stock returns* 1[J]. *Journal of Financial Economics*. 2002, 66(2-3): 207-239.
- [26] 王春峰, 蒋祥林, 韩冬. 中国股市的内幕交易及监管——国际经验与中国的对策[J]. *国际金融研究*. 2003(03): 57-63.
- [27] 吴文锋, 芮萌, 陈工孟. 中国股票收益的非流动性补偿[J]. *世界经济*. 2003(07): 54-60.
- [28] 苏冬蔚, 麦元勋. 流动性与资产定价: 基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究[J]. *经济研究*. 2004(02): 95-105.
- [29] 谢赤, 曾志坚. 股票市场流动性溢价的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*. 2005(09).
- [30] Huberman G, Halka D. Systematic liquidity[J]. *Journal of Financial Research*. 2001, 24(2): 161-178.
- [31] Brockman P, Chung D Y. Commonality in Liquidity: Evidence from an Order - Driven Market Structure[J]. *Journal of Financial Research*. 2002, 25(4): 521-539.
- [32] 宋逢明, 谭慧. 有关中国股票扣减率的研究[J]. *管理科学学报*. 2006(01): 62-67.
- [33] 于鑫, 龚仰树. 中国股票市场系统流动性研究[J]. *财经科学*. 2008(04): 30-36.
- [34] Campbell J Y, Grossman S J, Wang J. Trading volume and serial correlation in stock returns[J]. *The Quarterly Journal of Economics*. 1993, 108(4): 905.
- [35] Liu W. A liquidity-augmented capital asset pricing model[J]. *Journal of Financial Economics*. 2006, 82(3): 631-671.
- [36] Avramov D. Stock return predictability and model uncertainty* 1[J]. *Journal of Financial Economics*. 2002, 64(3): 423-458.
- [37] 黄峰, 杨朝军. 基于机构投资者交易需求的中国股市流动性研究[J]. *经济理论与经济管理*. 2007(02): 54-59.
- [38] 梁丽珍, 孔东民. 中国股市的流动性指标定价研究[J]. *管理科学*. 2008(03): 85-93.
- [39] Shanken J. Intertemporal asset pricing* 1:: An Empirical Investigation[J]. *Journal of Econometrics*. 1990, 45(1-2): 99-120.
- [40] Avramov D, Chordia T. Asset pricing models and financial market anomalies[J]. *Review of Financial Studies*. 2006, 19(3): 1001.
- [41] Ramchand L, Susmel R. Volatility and cross correlation across major stock markets[J]. *Journal of Empirical Finance*. 1998, 5(4): 397-416.
- [42] 丁志国, 苏治, 杜晓宇. 经济周期与证券市场波动关联性——基于向量SWARCH模型的新证据[J]. *数量经济技术经济研究*. 2007(03): 61-68.
- [43] 苏涛, 詹原瑞, 刘家鹏. 基于马尔科夫状态转换下的CAPM实证研究[J]. *系统工程理论与实践*. 2007(06): 21-26.
- [44] Gibson R, Mougeot N. The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market[J]. *Journal of Banking & Finance*. 2004, 28(1): 157-178.
- [45] Watanabe A, Watanabe M. Time-varying liquidity risk and the cross section of stock returns[J]. *Review of Financial Studies*. 2008, 21(6): 2449.
- [46] Gallmeyer M, Hollifield B, Seppi D J. Demand discovery and asset pricing[J]. Manuscript, Carnegie Mellon University. AFA. 2005.

- [47] Cochrane J H. Asset pricing[J]. 2001.
- [48] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrica*. 1989, 57(2): 357-384.
- [49] Kim K, Schmidt P. Unit root tests with conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*. 1993, 59(3): 287-300.
- [50] Shanken J. On the estimation of beta-pricing models[J]. *Review of Financial Studies*. 1992, 5(1): 1.
- [51] Black F, Jensen M, Scholes M. The capital asset pricing model: Some empirical tests[J]. *Studies in the theory of capital markets*. 1972, 81: 79-121.
- [52] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of financial economics*. 1996, 33: 3-56.
- [53] Litzenberger R H, Ramaswamy K. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices:: Theory and empirical evidence[J]. *Journal of financial economics*. 1979, 7(2): 163-195.
- [54] Blume M E. Portfolio theory: a step toward its practical application[J]. *The Journal of Business*. 1970, 43(2): 152-173.
- [55] Eun C S, Huang W. Asset pricing in China's domestic stock markets: Is there a logic?[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*. 2007, 15(5): 452-480.
- [56] 邓长荣, 马永开. 三因素模型在中国证券市场的实证研究[J]. *管理学报*. 2005(05): 591-596.
- [57] 杨焯, 陈展辉. 中国股市三因子资产定价模型实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*. 2003(12): 137-141.
- [58] 吴世农, 许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析[J]. *经济研究*. 2004(06): 105-116.
- [59] Ang A, Hodrick R J, Xing Y, et al. The cross - section of volatility and expected returns[J]. *The Journal of Finance*. 2006, 61(1): 259-299.
- [60] Adrian T, Rosenberg J. Stock Returns and Volatility: Pricing the Short - Run and Long - Run Components of Market Risk[J]. *The Journal of Finance*. 2008, 63(6): 2997-3030.
- [61] Vayanos D. Flight to quality, flight to liquidity, and the pricing of risk[Z]. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 2004.
- [62] 黄薏舟, 郑振龙. 无模型隐含波动率及其所包含的信息:基于恒生指数期权的经验分析[J]. *系统工程理论与实践*. 2009(11): 46-59.
- [63] 汤文玉. 波动率的风险价格: 来自中国A股市场的实证研究[Z]. 2010.
- [64] Harvey C R, Siddique A. Autoregressive conditional skewness[J]. *Journal of financial and quantitative analysis*. 1999: 465-487.
- [65] Bawa V. E. Lindenberg (1977): Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework[J]. *Journal of Financial Economics*., 5: 189-200.
- [66] Ang A, Chen J, Xing Y. Downside risk[Z]. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 2005.
- [67] 黄文彬, 郑振龙. 基于高阶矩的金融资产定价和配置[J]. *福州大学学报(哲学社会科学版)*. 2010(01): 23-28.
- [68] Dittmar R F. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns[J]. *The Journal of Finance*. 2002, 57(1): 369-403.

致 谢

从论文选题到完稿，整整经历一年时间。两次陷入低谷，情绪极度低落，苦闷，抓狂，歇斯底里的想放弃.....然，最后还是坚持了下来。这一年，有很多故事，过程是痛苦的，却让人成长，这些经历将是我人生十分宝贵的财富。论文完稿之际，回想这一年，有太多的人值得我去感谢，去铭记。

首先我要感谢的是我的导师郑振龙教授，感谢他三年来对我在学习和研究上的关心与教诲。他渊博的学识，丰富的市场经验对问题敏锐的反应力和洞察力让我受益匪浅。郑老师教导的金融工程，是我最喜欢的课程。找工作面试时，被称赞对金融工程的理解很精辟深刻，其实，我的回答只不过是郑老师课堂上所强调的。从郑老师身上学到的，不仅仅只是各种神奇精妙的金融学理论，更多地是一名学者的治学作风和处世的准则。

感谢厦门大学金融系各位老师对我的教诲。感谢陈蓉教授对我的关心和支持，有幸能够担任陈老师固定收益课程的助教，陈老师的严谨认真，精益求精给我树立了很好的榜样。在论文的选题和写作过程中，陈老师也给予我很多帮助。感谢林海老师和陈淼鑫老师在 Seminar 上对我的指导，还有金融系其他未能提及的老师。

感谢各位同门师兄，师姐，师弟，师妹。我特别要感谢的是三位博士师兄，邓弋威、刘杨树还有吕凯，是你们在我最难熬的阶段，忍受着我无止尽的抱怨，开导我帮助我，谢谢你们。感谢马长峰师兄在 SAS 上对我的指导，感谢兰伟明、孙清泉对论文文字的修改。

然后我要感谢陪我一起度过美好时光的同学，戴嵩、王路跖、韩露、陈焕华、王为宁、赵灵、岳清慧和连昕昕。这三年里，我们曾一起奋战图书馆，也曾一起狂饮到天明；曾一起通宵打牌，也曾一起通宵写作业；曾一起畅谈理想，也曾一起吃喝玩乐.....我很怀念与你们一起的日子。黑色的三月底四月初，戴嵩、韩露和陈焕华这群哥们相伴，大家一起走出最难熬的日子，这段经历，让我能更坚强面对人生的种种困难。感谢在论文过程，经常发来慰问的杨凡颖同学。

最后我要感谢我的家人，感谢父母对我养育和教导，感谢姐姐对我无私的爱

护，感谢小谭妹妹一路对我的支持和鼓励。

寥寥数语，实在不足以表达我心中的感谢。即将踏上新的人生之路，唯有更坚强乐观的面对一切，不辜负所有帮助过我的人。

是为谢！

吴江宏

2011年4月于厦门