

学校编号: 10384

分类号_____ 密级_____

学号: 15620091151733

UDC_____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

修正噪音影响的资产定价溢价估计

Asset Pricing Premium Estimation Corrected for Noise

杨璇

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: 2012 年 04 月

论文答辩时间: 2012 年 05 月

学位授予日期: 2012 年 月

答辩委员会主席: _____

评 阅 人: _____

2012 年 月 日

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

观测到的价格中包含的噪音会使资产定价实证研究估计出的溢酬存在偏误。本文在 Fama-Macbeth 两步回归中使用 Asparouhova 等（2010）改进的加权最小二乘法，基于中国股市实证检验三因子模型和流动性特征模型，估计了修正噪音影响后的溢酬。中国股市是典型的非理性、非有效市场，对其进行实证研究时考虑噪音对结果的影响，有助于得到更稳健的资产定价溢酬估计。噪音对中国股市资产定价实证中溢酬估计的影响是本文研究的核心。所有的研究工作将围绕这个主题展开。

在实证部分，使用方差比检验方法来考察中国股票市场噪音成分，使用加权最小二乘计量方法，分别利用三因子模型和流动性特征模型来估计消除了噪音偏误影响的溢酬。结果发现：（1）在中国股票市场资产定价实证研究中，噪音对溢酬的估计有显著影响。（2）修正噪音影响前后，基于两个模型估计出的规模溢酬均有显著差异。这是因为中国市场上存在追逐小盘股的现象，规模较小的股票价格中包含更多噪音。（3）修正了噪音偏误影响后，中国股市仍然存在显著的非流动性溢价。噪音对流动性溢酬估计结果没有显著影响，这与中国市场流动性充裕、价格中包含很少微观噪音的现实是一致的。（4）随着熊市阶段市场非理性泡沫的破灭，市场风险溢酬受噪音的影响由显著转为不显著。稳健性检验的结果也支持了以上结论。

综上，对价格非有效的中国市场进行资产定价实证研究时，考虑消除噪音偏误是必要的。

关键词：噪音；资产定价；溢酬

Abstract

As to Asset Pricing empirical tests, the noise in observed price will induce a biases for the estimated premium. In our research, we incorporate the improved WLS method from Asparouhova et al(2010)into Fama-Macbeth regression to test the 3-factor model and liquidity characteristic model. Finally we get the estimated premium which has been corrected for noise. For the irrational and inefficient China stock market, Our method will do a lot help for the robust premium estimation. Generally, our research focus on the biases of premium in asset pricing tests which is induced by noise.

In empirical part, we employ Variance-Ratio test to measure the noise of China stock market and estimate the corrected premium for two models using the improved WLS method. The conclusions are as follows: (1) The noise has significant impact on the estimated premium on China stock market empirical asset pricing tests; (2) There is significant difference for the size premium estimated before and after noise correction. That's because the 'chasing for small-cap' put more noise into small stocks' price.(3) The illiquidity premium is still significant after noise correction. Since there is sufficient liquidity in China stock market, the liquidity premium biases is not significant. (4) When the bear market makes the irrational bubble burst, the market risk premium biases is not as significant as in bull market. Our robust tests get the same conclusion.

In summary, when doing Asset Pricing empirical tests in China stock market, it is necessary to correct for noise.

Key words: Noise; Asset Pricing; Premium

目录

第一章 绪论	1
1.1 选题背景与意义	1
1.2 研究内容与方法	3
1.3 本文的主要贡献	4
1.4 文章框架	5
第二章 文献综述	6
2.1 噪音的来源	6
2.2 行为噪音存在性的论证	7
2.3 微观噪音对重要参数估计的影响	9
2.4 已有噪音研究的总结	10
第三章 理论基础与研究方法	12
3.1 理论基础	12
3.1.1 方差比方法	12
3.1.2 噪音与资产定价实证结果	14
3.1.3 噪音偏误的修正方法	16
3.1.4 资产定价模型	18
3.2 研究方法	19
3.2.1 噪音成分检验	19
3.2.2 修正噪音影响的溢酬估计	20
第四章 样本选择与数据构建	22
4.1 样本选择	22
4.2 指标构建	22
4.2.1 流动性指标的构建	23

4.2.2 因子载荷的估计.....	24
第五章 实证结果	26
5.1 噪音检验	26
5.2 溢酬估计	30
5.2.1 描述性统计.....	30
5.2.2 实证结果.....	32
5.2.3 稳健性检验.....	34
5.2.4 小结.....	41
第六章 总结与研究展望	43
6.1 总结.....	43
6.2 不足和展望	44
参考文献... ..	47
致谢.....	53
附录.....	55

Contents

Chapter 1 Introduction	1
1.1.Motivation.....	1
1.2 Main task and methodology	3
1.3 Contributions.....	4
1.4 Frame work of the research	5
Chapter 2 Literature Review	6
2.1 Source of noise.....	6
2.2 Behavioral noise	7
2.3 Micro noise for parameter estimation.....	9
2.4 Summary for noise research	10
Chapter 3 Theory and Methodology.....	12
3.1 Theory	12
3.1.1 Variance Ratio test.....	12
3.1.2 Noise and asset pricing empirical tests	14
3.1.3 Correction for biases	16
3.1.4 Asset pricing model	18
3.2 Methodology	19
3.2.1 Test for noise.....	19
3.2.2 Premium estimation corrected for noise	20
Chapter 4 Data Sample and Indicator Construction	22
4.1 Data sample	22
4.2 Indicator construction	22
4.2.1 Liquidity measure	23
4.2.2 Factor loadings.....	24

Chapter 5 Empirical Test.....	26
5.1 Noise test	26
5.2 Premium estimation.....	30
5.2.1 Descriptive statistics	30
5.2.2 Empirical result	32
5.2.3 Robustness checks	34
5.2.4 Summary	41
Chapter 6 Conclusion and Further Research Direction	43
6.1 Conclusion	43
6.2 Further research direction	44
Reference.....	47
Acknowledgement.....	53
Appendix.....	55

第一章 绪论

1.1 选题背景与意义

“噪音”本是物理电子信息学的概念，指随机产生、不可观测的无用信号或信号畸变，掩盖了真实信号内容的同时又占有一定的能量，使得整个系统的效率下降。“噪音”和“信号”是相对应的概念，都包含了信息。

“信号”含有正确的信息，而“噪音”含有错误的信息。

将噪音的概念引入证券市场，最初是美国金融协会主席 Fisher Black 在 1986 年的就职演讲中提出的。Black (1986)^[2]指出，噪音是不能反映证券基本面，使证券的市场价格不同程度地偏离其内在价值的扭曲的、虚假的信息。市场存在大量的噪音交易者，他们把噪音当作信息，以噪音为基础进行交易。噪音使得金融市场的交易成为可能，但也使得金融市场不完美。

由于 Black 并未明确指出哪些交易者是噪音交易者，未探讨噪音交易是否长期存在，噪音交易是否产生系统性误差等问题。因此，随后关于噪音交易的多数研究针对这几个问题展开。如 Odean (1999)^[2]，Barber 和 Odean (2000)^[3]，Barber 等人 (2009)^[4]，Barber、Odean 和 Zhu (2009a)^[5]从噪音交易者是交易亏损的群体的角度阐述个人投资者由于信息搜集成本高，存在众多行为偏差，如过度自信、受情绪影响、羊群效应等，从而过度交易，属于噪音交易者。而 DeLong 等人 (1990)^[6]将噪音交易模型化，认为噪音交易者预期收益存在四种效应：多多益善效应、价格压力效应、弗里德曼效应和空间创造效应。由于空间创造效应的存在，噪音交易者可阻止市场套利行为的迅速进行，从而使得噪音交易可能长期存在，产生系统性偏误。Barber、Odean 和 Zhu (2009b)^[7]研究发现个人投资者交易存在系统噪音。

噪音研究的另一个方向源于 Blume 和 Stambaugh (1983)^[8]与 Black (1986)^[2]的见解：可观测的股票价格可被看作是不可观测的股票价格和由微观结构引起的噪音之和，这些微观结构效应包括买卖价差中的无信息部分，或是

非同步交易等。这系列的研究是伴随着高频交易数据的可获得性而产生的，并不研究市场噪音交易者的交易行为，仅从交易数据观测可能出现的价格模式，如买卖价差、非同步交易等，尝试着修正现有的一些市场重要参数的估计，如波动率。如 Bandi 和 Russell (2006)^[9]分别估计有效价格的波动率和微观噪音的波动率；Dennis 和 Mayhew (2009)^[10]检验微观噪音是否影响期权定价模型；Ait-Sahalia 等人 (2005)^[11]研究微观噪音如何影响波动率估计中的收益率测量问题。

现有的资产定价文献，无论国内外，对噪音是否影响波动率之外的参数估计的研究甚少。一个原因是普遍采用的组合资产测试法 (Ang、Liu 和 Schwarz, 2010^[12])，分组的方法可以有效降低非系统性的噪音对估计量有效性的影响；另一方面，大多数资产定价研究多采用月度数据，如 Fama 和 French (1992^[13], 1993^[14]) 等，低频数据使得时间对噪音影响有显著的平滑作用。故此，可观测价格自然成为有效价格的完美“替身”，这似乎成为了资产定价领域的默许。Asparouhova 等人 (2010)^[15]开创性的关注微观噪音对流动性溢酬估计的影响，受 Blume 和 Stambaugh (1983)^[8]中价格序列存在噪音的启发，对比个股的月度收益率传统的 OLS 估计和修正误差的 WLS 估计结果后，证实忽略了系统性噪音的 OLS 估计高估了流动性风险溢酬。

我国股票市场自始已有 20 余年，虽从市场交易制度方面有显著改善，但以个人投资者为主体的市场结构并无实质性的变化 (史永东、李竹薇和陈炜, 2009^[16])。李心丹、王冀宁和傅浩 (2002)^[17]，林树 (2006)^[18]等学者通过实证发现我国的个人投资者存在明显的行为偏差，如“代表性偏差”，“羊群效应”、“追涨杀跌”等，且投资行为短视。而徐龙炳 (2005)^[19]发现机构投资者多采用多账户交易，倾向于集中持股，持股周期短，资金周转率高，短期行为明显，并不具有理性投资的概念。我国股市具有典型的非有效和非理性特征，大量与公司基本面无关的噪音信息主导着市场，造就了高波动、高市盈率、高换手率的三高局面：我国平均市盈率是美国的 2-3 倍；在涨跌停板制度下，年波动率高达 60%，几乎为美国的三倍；而

我国较长时间的换手率都在 300%以上，投资者对单支股票的平均持有期只有 2-3 天，而 1999 年格林斯潘所谓的“非理性狂躁”换手率也仅 77%。在这样一个系统性噪音交易的市场，噪音对资产定价的影响尤其值得关注。

本文在借鉴 Asparouhova 等人 (2010)^[15]的研究成果的基础上，探究噪音对资产定价实证检验结果的影响，系统地回答如下几个问题：在中国股票市场资产价格是否有效？基于中国股市的资产定价检验，修正噪音影响前后的结果是否有显著差异？修正噪音的溢酬估计方法，对于中国股市是否具有应用价值？

对这几个问题的思考和研究，具有切实的理论意义：一，提高对中国股票市场效率的认识，主要是价格信息含量和投资者系统性行为的理解，考察我国股票市场是否随着制度的完善，市场效率有所提高，投资者系统性行为的系统性偏误是否影响市场效率；二，从保守和稳健的视角检验现有的资产定价研究成果，资产收益和风险是金融中最为重要的两个研究范畴，考虑噪音的影响可以提高实证结果的准确度和可靠性；三，为行为资产定价的分析提供切实的实证支持，行为资产定价的存在依赖于打破传统的假设，考虑投资者真实的交易决策、交易行为，然而，这些系统性的偏差带来的影响在各类研究中都难以统一，甚至出现分歧。本文尝试利用市场价格信息验证这种系统性偏误的存在，这对刻画投资者行为的行为金融研究具有参考价值。

1.2 研究内容与方法

本文主要专注于研究股票价格中包含的噪音对中国股市资产定价实证结果的影响。通过对比三因子模型和流动性特征模型在修正噪音影响前后的实证结果，探究噪音对资产定价检验结果的影响程度、在资产定价实证研究中合理计量方法的选择、以及噪音与风险因子和特征之间的关系。沿着这样的研究逻辑，本文的研究工作将主要从以下几个方面具体展开：

首先，考察中国股票市场资产价格中的噪音成分。关于有效市场的研究通常认为，当市场为弱式有效时价格是一个随机游走过程。DeLong 等人

(1990)^[6]、Lee 等人(1991)^[20]、Shleifer 和 Vishny(1997)^[21] 发现股市受到噪音交易影响后价格将不遵循随机游走过程。因此，通过检验股价是否遵循随机游走，在衡量市场效率的同时能够间接考察噪音交易对资产价格的影响。本文采用 Lo 和 Mackinlay(1988^[22],1989^[23])检验股价随机游走的方差比方法，分别考察 1997-2011 年间中国上海、深圳两个股票市场的噪音成分。

其次，基于两个定价模型——三因子模型和流动性特征模型对中国市场进行资产定价实证检验，对比修正噪音影响前后的实证结果。实证采用 Fama-Macbeth 两步回归法，对因子载荷进行横截面回归后，取回归结果的时间序列均值作为估计出的因子溢价。在横截面回归时使用 Asparouhova 等人(2010)^[15]提出的修正噪音对回归系数影响的 WLS 法，将回归结果与未修正噪音的 OLS 法进行对比，并检验两种方法下回归结果的差异的显著性。根据 Asparouhova 等人(2010)^[15]的模型推导，回归结果的差异源自噪音和解释变量之间的关系，根据噪音和解释变量之间的关系可以推测回归结果的差异，那么，回归结果的差异也是对噪音和解释变量之间关系的一种印证。

最后，在稳健性检验部分，构建了其他流动性指标加入流动性特征模型，重复实证部分的资产定价回归检验步骤，验证了噪音对流动性溢价和三因子风险溢价估计结果的影响。

1.3 本文的主要贡献

本文的主要贡献在于，在资产定价实证研究中考虑了噪音对溢价估计的影响，并估计了修正噪音影响后的溢价。

资产定价是金融研究的核心领域，实证中能否得到稳健的参数估计结果，具有重要的经济意义。目前关于噪音对实证结果影响的研究集中于波动率的估计，本文关注噪音对资产定价的影响，拓宽了这一类领域的研究。

中国市场是典型的非理性、非有效市场，一系列研究集中于对市场效率的检验和对微观交易结构的分析。本文在借鉴前人研究成果的基础上，立足于中国股市价格非有效的现状，在资产定价实证研究中充分考虑噪音

对估计结果的影响。本文的研究工作为以后基于中国股市的资产定价实证研究提供了重要的借鉴。

1.4 文章框架

本文的余下章节安排如下：

第二章是文献综述。介绍了噪音的来源及可能产生的影响，回顾噪音交易的相关风险，追溯系统噪音可能对金融研究中的重要参数的估计产生的影响。

第三章是理论基础与研究方法。在理论基础部分，介绍了检验噪音的方差比方法，详述了价格中的噪音造成资产定价实证估计结果出现偏误的机理，分析了使用加权最小二乘法修正噪音偏误的理论依据和计量有效性，简述了三因子模型和流动性特征定价模型。在研究方法部分，阐述了修正噪音对实证溢酬估计影响的方法步骤。

第四章是样本选择与数据构建。分别介绍了在实证的两个部分——噪音检验和资产定价溢酬估计——如何选择样本及构建数据，包括流动性指标和三因子载荷的估计。

第五章是实证结果。报告了噪音检验的结果，以及对三因子模型和流动性特征模型修正噪音影响前后溢酬估计的结果，并分析了结果背后的经济意义。此外还报告了分时间区间和加入新的流动性指标进行稳健性检验的结果。

第六章是对本文研究结论的总结与后续研究的展望。

第二章 文献综述

如引言所述，有关噪音的研究主要可区分为噪音交易行为/噪音交易风险和微观结构噪音对市场重要参数估计结果的影响两个部分，在回顾相关研究之前，首先须厘清研究中的噪音主要有哪些，对金融的研究可能造成哪些影响。故此，以下的文献综述部分从三个方面展开：首先，介绍噪音的来源及可能产生的影响；其次，简要回顾噪音交易的相关风险；最后，追溯噪音可能对金融研究中的重要参数的估计产生的影响。

2.1 噪音的来源

从物理学中引入的噪音概念，在金融领域被用来描述可观测到的资产价格对有效价格的偏离。因此，可观测价格包括两个部分：有效价格和价格噪音。金融市场中的价格信息是投资者交易行为形成的，则任何影响投资者决策行为的因素，包括投资者个人和投资环境，都可能成为噪音的来源。

传统的金融理论假设，投资者是完全理性的，在一个无摩擦的完美市场进行投资决策，这样形成的市场价格就是有效的价格，因此，不存在偏离有效价格的成分，故无所谓噪音。然而，市场微观结构的探究和行为金融的兴起已经证明现实世界远非传统金融假定的那样理想。结合现有的研究，本文从投资者的行为偏离和市场摩擦两个角度来区分噪音的来源，即行为噪音和微观结构噪音。

Black (1986)^[2]关于噪音的论述是行为噪音研究的开创之作。他根据投资者交易依据的信息集，定义噪音交易为把噪音视为信息，以噪音为基础进行的交易；DeLong 等人 (1990)^[6]的系统性噪音。Bloomfield、O'Hara 和 Saar (2009)^[24]，Mendel 和 Shleifer (2012)^[25]，Barber, Odean 和 Zhu (2009b)^[7]，杨胜刚和卢向前 (2003)^[26]，唐齐鸣和叶俊 (2003)^[27]等研究了行为噪音的系统性行为。

由市场微观结构引起的噪音归为结构噪音，常见的比如 Blume 和 Stambaugh (1983)^[8]的买卖价差和非同步交易，Zhang (2011)^[28]的非同步和交易时间离散，Fisher 等人(2010)^[29]的最小报价档位，Bandi 和 Russell (2006)^[9]综合考虑最小报价档位和买卖价差。

根据噪音来源的不同，其可能造成的影响有所不同。行为噪音是否影响收益率的估计大致可分为两类观点：有效市场理论的拥护者，Fama(1965)^[30]认为，由于噪音交易者高买低卖，总是处于亏损状态，因而最终将会失去全部财富，从而被逐出市场。而以 DeLong 等人 (1990)^[6]的噪音交易者模型的提出为代表，后续众多学者证实，由于投资者的行为偏差，市场中的噪音存在系统性成分。由于微观交易数据的可获取，众多学者都默许微观噪音会影响市场重要参数的估计，频度越高，参数估计越准确，但微观噪音也影响越大。因而，使用高频数据进行参数估计是在微观噪音和估计准确性两者间做权衡。

2.2 行为噪音存在性的论证

Black (1986)^[2]将噪音概念引入金融的研究，并未对噪音交易是否产生系统性风险的问题加以阐述，指出噪音交易的二重性：噪音交易使得证券市场的存在成为可能，同时又使得证券市场不完美。一方面，噪音交易者增强了市场的流动性，噪音交易越多，市场的流动性就越大。另一方面，噪音交易影响了证券价格，使证券的市场价格偏离内在价值，对证券市场的效率产生负面影响。Kyle (1985)^[31]简单的假设新的噪音交易者将不断进入市场中，为市场提供流动性。

DeLong 等人 (1989)^[6]最先将噪音模型化，即 DSSW 模型，探讨噪音交易者对资产定价的影响，验证噪音交易者的长期存在。DSSW 模型揭示了一种极为重要的噪音交易来源，即由于信息不对称，噪音交易者对风险资产的基本面缺乏准确清楚的认识，从而产生与套利者相比过度或不足的风险资产需求量，进而对风险资产的价格产生影响。噪音交易者创造了一种基本面风险之外的噪音交易者风险，使得套利者的套利活动受到限制，资产价格的波动在套利者清算之前更加恶化，使套利者蒙受损失，从而噪

音交易者长期生存。DSSW 模型化的噪音交易实则是一种系统性噪音，故存在系统性的噪音交易风险。Bhushan、Brown 和 Mello(1997)^[32]进一步发展了 DSSW 模型，得到了更一般化的结果。然而，DSSW 模型假定噪音交易者不能影响价格的假设遭到质疑，Kogan、Ross、Wang 和 Westerfield(2006)^[33]考虑噪音交易者影响价格情形下的长期生存问题，当噪音交易者预测偏差不大，尤其是套利者高度厌恶风险时，噪音交易者也可能长期存在甚至统治整个市场。Mendel 和 Shleifer (2012)^[25]将噪音交易者中的理性交易者模型化，他们以为存在信息，而会追逐噪音，进而放大市场的情绪冲击，使得价格偏离价值，并对 2007 年美国次贷危机中金融风险价格的低补偿提供解释。

Lee、Shleifer 和 Thaler (1991)^[20]用封闭式基金折价的变动描述噪音交易者情绪，并发现该指数可以较好的预测股市的超额回报。Shleifer 和 Summers(1990), Shleifer 和 Vishny(1997)^[21]指出噪音交易引起的特定风险与偏误定价很难在短期间内被消除，从而阻碍价格回归到真实的资产价值。在对市场微观结构的研究中，“噪音交易者”是指不掌握反映资产真实价值信息的交易者，其交易的动机是套利或流动性需求；在对有限套利的研究中，“噪音交易者”的交易行为不能被信息、套利、流动性需求所解释，可以说是为了交易而交易。Bloomfield、O'Hara 和 Saar (2009)^[24]利用实验探究缺乏信息优势，又不存在外在交易动机的投资者的行为，发现这些噪音交易者对历史价格走势持逆向策略，为市场提供了充分的流动性，但也阻碍了市场价格对新信息的调整。Scruggs (2007)^[34]研究交叉上市的股票的噪音交易风险的大小和特性，通过总收益变动中与基础面无关的比例和由套利者构造的对冲组合产生的短期风险，证实噪音交易风险存在系统和非系统成分，且随时间变化。Barber、Odean 和 Zhu (2009a,b)^{[5][7]} 研究个人投资者的行为，发现噪音交易者确实能使股票市场发生整体变动，并认为个人投资者就是市场的噪音交易者。Flynn (2012)^[35]研究美国的封闭式基金，不同于英国的封闭式基金，美国的封闭式基金市场噪音交易风险能得到定价，存在系统性的噪音成分。杨胜刚和卢前 (2002)^[26]表明中国证券市场整体的噪音交易过度问题相当严重。孔东民 (2007)^[36]构建基于

噪音交易者的均衡模型，利用股市数据验证我国市场存在较强的噪音交易成分。陈其安、赖琴云、陈亮和张媛（2009）^[37]利用噪音交易风险解释中国股票市场发生的“异常现象”，认为很大程度是由噪音交易者造成的。

并非所有证据支持噪音交易风险能被市场定价。Sias、Starks 和 Tinic（2001）^[38]验证封闭式基金的持有者是否获得超过基础资产持有者的噪音交易风险补偿，基金股份相对于基础资产收益波动更大，且呈现更明显的均值回复特征，但并未发现噪音交易风险带来了显著的风险补偿。

2.3 微观噪音对重要参数估计的影响

从交易机制的角度看，市场微观结构主要包括七个方面的内容：市场类型；价格形成机制的特殊方面；订单形式；交易离散构件（如最小报价档位与最小交易单位）；价格监控机制；交易信息披露和交易支付机制（买空卖空机制）。结构噪音来自这一系列的制度安排，由此产生的价量现象，如买卖价差，非同步交易，订单量冲击。

在 Blume 和 Stambaugh（1983）^[8]最早考虑微观噪音对收益率估计的影响的代表作中，他们考虑买卖价差和非同步交易的影响，采用收盘报价数据计算个股的日收益率，估计“规模效应”存在的可能，并建议采用收盘价计算购买并持有组合的日收益率可以很好的避免因为微观噪音带来的影响，由此估计出的整年的规模效应只有之前的一半。Roll（1983）^[39]同样认为平均收益计算方法，由于微观结构噪音的存在，对小公司溢价的估计存在影响，并认为基于成交量的任何变量的平均收益率是有偏的。至此，微观噪音带来的收益率的有偏估计似乎未能进行后续研究，而被 Amihud 和 Mendelson（1986）^[40]等转移到市场流动性定价研究方向。

随着高频数据的广泛可得，大多学者逐渐重视高频数据中，市场重要参数的估计的一致性问题。微观噪音对估计已实现波动率的研究最为广泛。Zhang 等人（2005）^[11]指出在选择抽样频率的时候，存在估计误差和方差的权衡。Bandi 和 Russell（2006）^[9]采用连续复利收益率中噪音成分的影响，将微观噪音成分的变动和市场参与者的价格确定行为和市场结构相联系，认为微观噪音成分的变动蕴含着可获利的市场信息。Andersen 等人（2011）

[41]采用一般化的随机波动率模型的特征函数表达方式，研究受微观噪音影响的不同波动率测度的预测能力，发现微观噪音对预测精度的不利影响较大。

除了对波动率估计的研究，Zhang (2011) [28]在讨论积分协方差的估计时，考虑收益率序列是离散的，且不同步交易引起的微观噪音，发现协方差估计量存在偏误，当资产流动性差时，偏误更大。

2.4 已有噪音研究的总结

综合现有的噪音研究，大致可以发现存在以下研究不足：（1）现有的研究较为难以统一。噪音可区分为行为噪音和结构噪音，已有研究似乎沿着这两个方向独立地进行。行为噪音侧重于噪音交易行为，研究噪音交易者是否能长期存活于市场，哪些是噪音交易者，系统噪音是否能被定价。结构噪音大多研究在于采用金融市场的高频数据估计市场的重要参数，如已实现方差（波动率），协方差等，考虑部分微观结构噪音的情形下提出一致的估计量。由此可见，行为噪音用于低频数据，而结构噪音的研究应用于高频数据。（2）噪音是观测价格对有效价格的偏离，这种偏离对资产定价的影响研究甚少。资产定价是金融的核心内容，任何与资产价格形成和估计有关因素都应回到资产定价的框架下来讨论。行为噪音的研究大多认可存在系统性噪音，噪音交易者能够长期存在，而噪音交易风险存在，但未能量化这种噪音交易风险。当然，行为噪音本身存在说不清道不明的问题，难以从可观测序列分离出噪音序列，故从市场定价因子的角度去验证系统噪音是定价因子存在困难。但探究这种系统噪音对现有的资产定价模型估计的影响不失为一个有意义的视角。

Asparouhova 等人 (2010) [15]试探性的弥补了现有研究的不足，认为由于微观结构噪音的存在，有效价格和噪音相关，使得流动性因子在资产定价中被高估，建议以滞后一阶的总收益率为权重进行 WLS 回归，能有效的修正微观噪音带来的估计偏误。Asparouhova 等 (2010) [15]利用个股的月度收益率数据，重新估计流动性溢价，对比以往的 OLS 回归结果，发现微观噪音的存在，使得 OLS 回归明显高估流动性水平和流动性风险的系数。然

而，尽管流动性和微观噪音存在千丝万缕的联系，较之更高频的数据月度收益率受微观噪音的影响仍然较弱，就连他们自己也在脚注中说明，如果采用日度数据 WLS 和 OLS 估计的差异会更明显。

本文拟在现有研究不足的基础上，采用个股的月度收益率，借鉴 Asparouhova、Bessembinder 和 Kalcheva (2010)^[15]的研究思路，进一步探究噪音对资产定价模型的估计的影响，综合考虑流动性因子、市场收益率、规模因子和账面市值比因子的定价是否受噪音的影响。与 Asparouhova et al (2010)^[15]不同的是，认为使用月度收益率来研究噪音，在关注微观噪音的同时也关注了行为噪音的系统性成分对资产定价因子的定价效果的影响。这允许我们进一步从参数估计的视角来审视市场上的定价因子。比如，市场普遍存在追逐小市值公司效应，这样的行为偏差带来的行为噪音是否会影响市值定价因子，考虑噪音影响后基于中国股市的资产定价实证研究结果是否受到影响，对这些问题的回答是本文的主题。

第三章 理论基础与研究方法

本章将详细阐述本文研究所依据的主要理论和实证部分采用的研究方法。理论基础分为四部分，首先介绍检验市场噪音成分的方差比方法，接着分析噪音对资产定价实证结果产生影响的原因，然后阐述修正噪音偏误的方法的原理，最后简要回顾三因子模型和流动性定价的实证研究方法。研究方法包括两部分，首先介绍如何运用方差比方法初步检验市场中的噪音，接着阐述在实证中修正噪音对溢价估计影响的方法步骤。

3.1 理论基础

3.1.1 方差比方法

有效市场理论认为，股价遵循随机游走过程（Fama, 1965^[30]）。然而股市受到噪音交易者影响后，价格将不再遵循随机游走过程。Chordia 等人 (2008)^[42]在研究市场流动性和市场有效性时认为，股票收益率过程对随机游走过程的偏离可以度量交易过程导致的噪音，噪音越少意味着市场越有效。对随机游走的偏离是由于存货控制活动会导致收益率序列相关，但套利的力量会逐渐消除这种偏离。他们计算了不同市场流动性水平下日内 5 分钟收益率和日开盘收盘收益率序列的方差比，流动性越好，价格对随机游走过程的偏离越小。孔东民（2005）^[43]运用方差比方法检验了亚洲七个国家和地区的股市的噪音成分。

方差比检验（Variance-Ratio Test, VRT）是由 Lo, Mackinlay (1988^[22], 1989^[7])发展出来的一种检验，其思路是如果股价是一个随机游走过程，那么长期持有收益率的方差和短期持有收益率方差之比，应该等于持有的长短期期限之比。定义方差比 VR 为长短期收益率方差比除以持有期限比，则 VR 的期望值为 1，如果股市噪音成分越大，其对于期望值 1 的偏离也就越大。方差比 VR 的值小于 1 时，为均值回复（mean-reverting），表示随着时间增长，噪音影响会减弱，市场信息得到理性解读；VR 的值大于 1

时，为均值偏离（mean-averting），表示随着时间增长，噪音影响会增加。由于允许选取重叠样本，VR 可对更多的观测值进行检验，且其异方差修正的 Z-统计量也使得结果更稳健。Lo 和 Mackinlay(1989)^[23]指出，VRT 比 Box-Pierce 或 Dickey-Fuller 检验更有说服力。

方差比检验的核心思想是，如果股票价格序列遵循随机游走过程，那么持有 q 期收益率的方差是持有单期收益率方差的 q 倍。通过检验收益率的方差和持有期限是否为线性关系，来判断股价是否为随机过程。

对于一个时间间隔相等且长度为 $nq+1$ 的对数价格序列 $\{P_0, P_1, P_2, \dots, P_{nq}\}$ ，定义持有 q 期的方差比指标(Variance-Ratio)为： $VR(q) = [\sigma^2(q)/q] / [\sigma^2(1)]$ 。其中， $\sigma^2(q)$ 为持有 q 期收益率方差， $\sigma^2(1)$ 为单期收益率方差。在股价为随机游走的原假设下， $VR(q)$ 应该等于 1，如果股市噪音成分越大，其对于期望值 1 的偏离也就越大。当 $VR(q)$ 小于 1 时，为均值回复(mean-reverting)，表示随着时间增长噪音影响会减弱，市场信息得到理性解读；反之则为均值偏离(mean-averting)，表示随着时间增长，噪音影响会增加。对于序列同方差和异方差的不同假设，方差比检验的渐进标准正态统计量分别为 Z 和 Z*。具体的计算公式如下：

$$\begin{aligned}
 \sigma^2(q) &= \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (P_t - P_{t-q} - q\mu)^2, m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \\
 \sigma^2(1) &= \frac{1}{(nq-1)} \sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \mu), \mu = \frac{1}{nq} (P_{nq} - P_0) \\
 Z(q) &= \frac{VR(q) - 1}{[\phi(q)]^{1/2}} \sim N(0,1) \\
 \phi(q) &= \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \\
 Z^*(q) &= \frac{AVR - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \sim N(0,1) \\
 \phi^*(q) &= \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \delta(j) \\
 \delta(j) &= \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \mu)^2 (P_t - P_{t-j-1} - \mu)^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \mu)^2 \right]^2}
 \end{aligned} \tag{3-1}$$

综上，实证中我们将使用方差比方法对中国股市的噪音成分进行一个初步检验。

3.1.2 噪音与资产定价实证结果

Blume 和 Stambaugh (1983)^[8]在研究规模效应时，首次提出价格中的噪音会对资产定价实证结果产生影响。虽然他在文中认为观测到的价格对有效价格的偏离来自买卖价差导致的微观结构噪音，但他的分析也适合于所有行为噪音和微观结构噪音。Blume 和 Stambaugh (1983)^[8]的模型设定如下：

如果股票 n 在 t 时刻的真实有效价格为 $P_{n,t}$ ，而观测到的价格为 $\hat{P}_{n,t}$ ，那么二者之间的关系为 $\hat{P}_{n,t} = (1 + \delta_{n,t}) P_{n,t}$ ，其中 $\delta_{n,t}$ 代表观测到的价格中的噪音，它是一个零均值独立同分布过程。

在 t 时刻股票 n 的真实收益率为 $r_{n,t} = \frac{P_{n,t}}{P_{n,t-1}} - 1$ 。而根据观测到的价格计算出的收益率为：

$$\hat{r}_{n,t} = \frac{\hat{P}_{n,t}}{\hat{P}_{n,t-1}} - 1 = \frac{(1 + \delta_{n,t})P_{n,t}}{(1 + \delta_{n,t-1})P_{n,t-1}} - 1 = \frac{(1 + \delta_{n,t})}{(1 + \delta_{n,t-1})} [1 + r_{n,t}] - 1 \quad (3-2)$$

令 $R_{nt}^0 = 1 + r_{n,t}$, $R_{nt} = 1 + r_{n,t}$, 两边取期望并进行泰勒展开, 则有:

$$E\{R_{nt}^0\} \approx E\{R_{nt}\} + \sigma^2(\delta_{n,t-1}) \quad (3-3)$$

其中 $\sigma^2(\delta_{n,t-1})$ 是噪音的方差。噪音的存在使得观测到的收益和真实收益之间存在一个向上的偏误。Blume 和 Stambaugh (1983) [8] 指出, 正是收益率中这个偏误的存在使得对于规模效应的实证检验结果也存在一个向上的偏误。

Asparouhova 等人 (2010) [15] 在 Blume 和 Stambaugh (1983) [8] 的基础上, 分析了收益率中包含的噪音偏误对 OLS 横截面回归结果的影响。他们的分析建立在一系列假设之上: $\delta_{nt} = \sigma_n \delta_{nt}^0$, $\delta_{nt}^0 \sim (0,1)$, $\delta_{nt}^0 \perp (\delta_{m\tau}^0, X_{m\tau}, \sigma_n^2, \sigma_m^2)$

其中, σ_n^2 是 δ_{nt} 的方差, $\sigma_n^2 \sim (\sigma^2, \Sigma)$ 。虽然在日收益中噪音是序列相关的, 但对于月收益而言假设噪音 δ_{nt} 是一个零均值独立同分布过程是合理的, 因为买卖价差、订单流导致的微观结构噪音对月度收益的影响非常之弱。

Asparouhova 等人 (2010) [15] 的推导结果表明, 对于资产定价实证研究 $R_t = \alpha \mathbf{1} + X_t \beta + \varepsilon_t$, X_t 为资产特征和风险因子矩阵, 当 OLS 回归使用观测到的受微观结构噪音影响的收益 R_{nt}^0 时, 估计出的系数是有偏和不一致的, 依概率收敛于:

$$\begin{aligned} \beta_{OLS} &= (\alpha \lambda + \gamma \beta) \\ \lambda &= [\mathbf{V}_X^{-1} \text{cov}(\sigma_n^2, \mathbf{X}_{nt}')] \\ \gamma &= \mathbf{I} + \mathbf{V}_X^{-1} \text{cov}(\sigma_n^2 \mathbf{X}_{nt}, \mathbf{X}_{nt}) \\ \mathbf{V}_X &= \text{var}(\mathbf{X}_{nt}) \end{aligned} \quad (3-4)$$

也就是说, 当资产价格包含噪音时, OLS 回归出的斜率系数是有偏的, 只有以下两种情况同时存在时才是例外: 其一, 真实的斜率系数 β 是一个

零向量；其二，解释变量和噪音不相关 $Cov(\sigma_n^2, \mathbf{X}_{nt})=0$ 。 λ 相当于将 σ_n^2 对 \mathbf{X}_{nt} 进行横截面回归得到的斜率系数，代表了个股价格中包含的噪音和 OLS 回归中解释变量 \mathbf{X}_{nt} 之间的相关关系。如果 λ 不等于 0，那么将观测到的收益对解释变量进行 OLS 回归得到的斜率系数是有偏的。如果从经济意义上讲解释变量会随着价格中微观结构噪音的多少而变化，如流动性指标就和微观结构噪音间存在密切的关系，那么存在很大的可能性 λ 为非零向量。

综上，在进行资产定价的实证研究中，如果解释变量和观测到的价格中的噪音存在密切关系，那么使用 OLS 进行横截面回归得到的估计系数，可能和真实系数之间存在一个偏误。

3.1.3 噪音偏误的修正方法

针对噪音造成的横截面回归系数的偏误，Asparouhova 等人（2010）^[15]对标准横截面回归提出了一种简单易行的修正方法，可以得到横截面资产定价回归系数的一致估计。

根据上一节的分析，回归系数偏误的产生是因为微观结构噪音导致资产的收益率存在一个向上的偏误。Blume 和 Stambaugh（1983）^[8]针对组合收益提出了一种买进并持有(buy-and-hold)方法，即在计算组合加权收益时选择上一期的个股收益率作为加权重。这种方法的关键点在于权重和观测到的个股收益率之间会形成一个负相关关系，从而抵消了噪音导致的收益率向上偏误对回归结果系数的影响。

事实上，只要依据上一期的观测价格来构建权重，都可以和当期个股收益率之间构成负相关关系。这是因为，上一期的观测价格在影响权重的同时，也影响了当期的个股收益率：如果上一期的观测价格受噪音影响大于股票的真实价值，那么与真实的收益率相比，当期的收益率会变小，而在计算组合收益时其被赋予的权重会变大。

Asparouhova 等人（2010）^[15]受此启发，提出在资产定价的横截面回归中使用加权最小二乘法（WLS）而非最小二乘法（OLS），权重选择和观测到的包含噪音的收益负相关的变量，则可以抵消微观结构噪音对估计结果的影响。特别的，他们选择上一期观测到的个股毛收益率（one-plus）作为

权重：

$$Weight_{n,t} = 1 + r_{n,t-1} = R_{n,t-1} \quad (3-5)$$

其中， $r_{n,t-1}$ 为个股上一期的算术收益率， $Weight_{n,t}$ 为在 t 时刻横截面回归时赋予个股 n 的权重。直观的讲，如果上一期的观测价格受噪音影响大于真实价格，那么本期的收益率将低于真实收益率，但其在回归估计中被赋予了较大的权重，这就抵消了观测到的收益率偏低给回归结果造成的偏误影响。

经证明，使用这种修正方法进行横截面回归可以得到参数的一致估计：

$$\begin{aligned} \beta_{WLS} &= \left(\tilde{\mathbf{X}}_t' \mathbf{W}_t \tilde{\mathbf{X}}_t \right)^{-1} \left(\tilde{\mathbf{X}}_t' \mathbf{W}_t \mathbf{R}_t^0 \right) \\ \text{diag}(\mathbf{W}_t) &= \mathbf{R}_{t-1} \\ (1/\sqrt{N}) \left(\beta_{WLS} - \tilde{\beta} \right) &\rightarrow N \left[0, \mathbf{A} \left(\tilde{\beta} \right)^{-1} \mathbf{B} \left(\tilde{\beta} \right) \mathbf{A} \left(\tilde{\beta} \right)^{-1} \right] \end{aligned} \quad (3-6)$$

其中， β_{WLS} 是 $\tilde{\beta}$ 的一致估计量。噪音引起的偏误基本上被消除了。

资产定价实证中常用的 Fama-macbeth 方法是先进行横截面回归，然后取估计参数的时间序列均值作为最后的参数估计量。使用上文提到的 WLS 法进行横截面回归得到消除噪音影响的估计系数，再取均值得到的最终的参数估计量是渐进的、一致的。

在资产定价的实证检验中，通常有两种做法，一种是用组合的收益对组合的解释变量回归，一种是用个股的收益对个股的解释变量回归。在前一种做法中，如果组合的收益是其中股票观测到收益的等权重平均数，那么上一节所述的微观结构噪音导致的偏误仍然存在。如果组合收益的加权重是依赖于观测到的上一期收益，那么使用 OLS 横截面回归则不会产生偏误。

综上，Asparouhova 等人 (2010) ^[15] 提出的修正方法适用于所有个股横截面回归和等权重加权组合收益的横截面回归，使用的收益率是算术收益率。而在国内针对中国市场的资产定价研究中，使用月度等权重组合的算

术收益率是一种普遍做法。因此，使用修正噪音偏误的方法进行中国市场的资产定价实证研究，具有重要的现实意义和应用价值。

3.1.4 资产定价模型

我们研究的目的是检验噪音对资产定价实证结果的影响。根据 Cochrane (2005) [44] 总结的资产定价模型设定如下：

$$ER_t = \beta\lambda + Z_t\delta \quad (3-7)$$

其中 R_t 向量代表 N 个资产相对无风险利率的超额收益， β 是因子载荷矩阵， λ 是因子风险溢酬 $K \times 1$ 向量， Z_t 是 $N \times M$ 资产特征矩阵， δ 是 $M \times 1$ 特征系数向量。因子载荷矩阵 β 通过下面的回归方程得到。其中， α 是常数向量， f_t 是风险因子向量， u_t 是零均值扰动项向量。

$$R_t = \alpha + \beta f_t + u_t \quad (3-8)$$

在实证部分选择三因子模型和流动性特征模型进行检验。选择三因子模型是因为其在针对中国股市的研究中被广泛应用，并经常作为资产定价检验的基本模型。近 20 年来资本市场出现了一系列的流动性危机事件，例如 1987 年的股灾、1997 年的亚洲金融危机、1998 年长期资本管理公司 (LTCM) 的倒闭、2008 年至今的金融危机，这引起了对流动性的高度关注。正如 O'Hara 在 2003 年的演讲中所述，金融市场的两个基本功能是价格发现和提供流动性，流动性定价的研究也是国内外的热点。因此，我们在三因子模型的基础上加入流动性变量构建了流动性特征模型，在实证部分对其进行检验。

由于资本资产定价模型 CAPM 无法解释规模效应，账面市值比等异常现象，Fama 和 French (1993) [14] 利用已有的实证研究成果建立起了三因子模型。三因子包括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；以及市场超额收益。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）^[45]，邓长荣和马永开（2005）^[46]，杨忻和陈展辉（2003）^[47]，吴世农和许年行（2004）^[48]的实证结果也均支持该三因子的定价作用。

关于流动性水平与资产定价的理论模型首先由 Amihud 和 Mendelson（1986）^[40]提出，将外生交易成本作为主要的非流动性来源建立了模型，讨论了资产收益与流动性的关系，认为资产收益率是交易成本的凸的增函数。使用买卖价差度量流动性，他们的结果证实了“非流动性补偿假设”——投资于流动性较差股票的投资者在长期是流动性的提供者，因此应该得到补偿。在实证方面，Amihud(2002)^[49]又重新从横截面角度进行了检验，发现资产收益率与非流动性之间的正相关关系不仅在时间序列上成立，在横截面上也成立。针对中国股票市场，吴文峰、芮萌和陈工孟（2003）^[50]的实证结果支持“非流动性补偿”假设，说明中国市场中非流动性交易成本在股票定价中起着重要的作用。苏冬蔚和麦元勋（2004）^[51]用换手率作为流动性代理变量，发现我国股市存在显著的流动性溢价。谢赤和曾志坚（2005）^[52]使用换手率和 Amivest 比率作为流动性代理变量，结果表明上海股票市场存在显著的流动性溢价。

综上，本文将三因子模型和流动性特征模型作为检验对象，探究噪音对中国股市资产定价实证估计结果的影响。

3.2 研究方法

我们的研究逻辑是，首先检验中国股票市场的资产价格中是否包含了噪音成分，这为资产定价时修正噪音的影响奠定了基础。接下来进行资产定价实证检验，估计修正噪音影响后的溢价。

3.2.1 噪音成分检验

由于上海市场和深圳市场在交易机制和投资者结构方面均存在差异，我们将运用方差比方法分别检验沪深两市的噪音成分，使用上证综指和深

证综指分别作为两市的代表，基于它们的收益率构建方差比指标。在此选择对月度收益率数据进行检验，是因为月度收益率被广泛用于中国股市资产定价实证研究，对其检验噪音更具有实际意义。

我们针对不同的持有期限 q 计算该期的方差比指标 $VR(q)$ ， $VR(q)$ 对 1 的偏离程度代表了噪音成分的大小。在 $VR(q)=1$ 的零假设下，我们分别计算了同方差和异方差假设下的渐进标准正态统计量 $Z(q)$ 和 $Z^*(q)$ 。如果不同持有期限 q 对应的 $Z(q)$ 和 $Z^*(q)$ 都显著拒绝零假设，则表明价格并不遵循随机游走过程。导致价格背离随机游走过程的一个很可能的原因，是观测到的价格中包含了噪音，偏离了有效价格。

3.2.2 修正噪音影响的溢酬估计

如 3.1.4 节所述，在实证部分我们将拟合如下两个定价模型：

Fama-French 三因素模型：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{rm,i,t} + \lambda_2 \beta_{hml,i,t} + \lambda_3 \beta_{smb,i,t} + \mu_{i,t} \quad (3-9)$$

其中， $R_{i,t}$ 是股票 i 在 t 月的月度收益率， $R_{f,t}$ 是 t 月的无风险利率， $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 分别代表对应因子载荷的溢酬， $\mu_{i,t}$ 是零均值随机扰动项。

流动性特征定价模型：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{rm,i,t} + \lambda_2 \beta_{hml,i,t} + \lambda_3 \beta_{smb,i,t} + \delta_0 Illiq_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (3-10)$$

此模型是在三因素模型的框架基础上，加入流动性指标构建的。其中， $Illiq_{i,t-1}$ 是股票 i 在 $t-1$ 月的流动性指标， δ_0 是流动性溢酬。

针对上述两个模型，应用 Fama-Macbeth 方法先进行月度横截面回归，再取回归系数的时间序列均值作为最后对溢酬的估计。在横截面回归时，分别使用传统的 OLS 回归方法和用上一期月收益作为权重的 WLS 方法。正如 3.1.3 所述，Asparouhova 等人 (2010)^[15] 证明了这种 WLS 方法在估计溢酬时可以修正噪音的影响。我们将比较两种方法下对风险溢酬和流动性溢酬的估计结果，并检验两种结果的差异 DIF 是否显著。DIF 的计算公式为：

$$DIF = \lambda_{OLS} - \lambda_{WLS} \quad (3-11)$$

如果 DIF 的 t 统计量显著拒绝 $DIF=0$ 的原假设，则表明噪音对溢酬的估计有显著影响，在实证研究中考虑噪音的影响是有意义的；反之则表明噪音并不显著影响溢酬的估计结果。

之所以选择个股作为基础测试资产，是因为如下原因。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)^[53]、Fama 和 Macbeth (1973)^[54]和 Fama 和 French (1993)^[14]；另一种方法是用全部单只股票资产来估计横截面风险溢价，如 Litzenberger 和 Ramaswamy (1979)^[55]。Blume (1970)^[56]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 β 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 β 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)^[55]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，因为本文的个股对应的 β 是构建组合估计所得，而流动性指标可以针对个股计算出，因此我们使用个股超额收益而非组合超额收益作为被解释变量。

在下一章节中，将详细介绍样本的选取和数据的处理，为实证检验做铺垫。

第四章 样本选择与数据构建

本文的实证由两部分组成：噪音成分检验和资产定价模型溢价估计。本章将分别介绍在这两部分如何选择样本及构建处理数据。

4.1 样本选择

本文的实证针对中国股票市场设计。样本数据选取的时间段是 1997 年 1 月至 2011 年 12 月，这是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，沪深两市自 1996 年 12 月 16 日开始实行涨跌停板制度，这种交易制度的变化对市场的波动具有较大影响。

在噪音成分检验部分，选取的样本是上证综指和深证综指每月最后一个交易日的收盘价，样本区间从 1997 年 1 月到 2011 年 12 月，每个序列分别有 180 个数据（数据来源：CSMAR）。

在资产定价模型溢价估计部分，选取的样本由沪深两市的所有 A 股股票构成，剔除价格变动异常的 ST、PT 类股票。使用的样本个股数据包括：日收益率、月收益率、月交易天数、月交易额、周换手率、月换手率、年换手率、月流通市值。市场收益率使用综合 A 股市场收益率（以上数据来源：CSMAR）。无风险利率在 2002 年 7 月前选用一年期银行存款利率，之后使用三个月中央银行票据的票面利率，并进行了月度化处理（数据来源：锐思）。使用锐思数据库提供的沪深两市综合 A 股市场市值比因子 SMB 和账面市值比因子 HML。^①

4.2 指标构建

为了进行资产定价回归检验，本文在实证部分需要构建组合估计个股

^① 收益率均为不考虑现金红利再投资的个股可比算术收益率

的市场收益因子 $R_{mt} - R_{ft}$ 的载荷 β_{rm} ，账面市值比因子 HML 的载荷 β_{hml} ，市值比因子 SMB 的 β_{smb} 。还需要估计个股的月度流动性指标。

4.2.1 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。然而，正如 Cochrane (2005)^[44]所言，不同的指标衡量了流动性的不同方面，并不存在一个指标可以全面的刻画流动性。梁丽珍和孔东民 (2008)^[57]认为中国市场 Amihud 非流动性比率 Illiq 与其他指标相比能够更好的刻画流动性。鉴于此，本文选择构建 Amihud 非流动性比率 Illiq 作为流动性指标。

Amihud 非流动性比率是股票的日收益率的绝对值与交易额的比值在某个时期内的简单加权平均数，衡量了股票在这一时期的非流动性水平。它刻画了流动性的紧度和深度，指标越大意味着流动性越差。具体表达式如下：

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,d,t}|}{v_{i,d,t}} \quad (4-1)$$

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， $v_{i,d,t}$ 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。

Amihud (2002)^[49]用整个市场上所有个股流动性指标的简单加权平均数来代表整个市场流动性水平。借鉴此做法，我们使用所有 A 股股票数据构建了市场流动性指标 $Illiq_M$ 。从图 4-1 可以看出，市场流动性水平在不同月份之间变化很大。并且，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。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。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。因此我们仿照 Amihud 对本文用到的流动性指标 Illiq 进行了标准化处理，即将股票 i 在第 t 月的流动性指标除以第 t 月的市场流动性指标 $Illiq_{i,t} / Illiq_{M,t}$ 。

综上，针对个股构建了经过标准化处理的月度 Illiq 指标，样本区间从 1997 年 1 月到 2011 年 12 月。在回归检验部分，将使用 2002 年 1 月到 2011 年 12 月的 Illiq 指标。为了避免异常值对回归结果的影响，对每月的横截面回归剔除了 Illiq 分布在两端 1% 的股票数据。

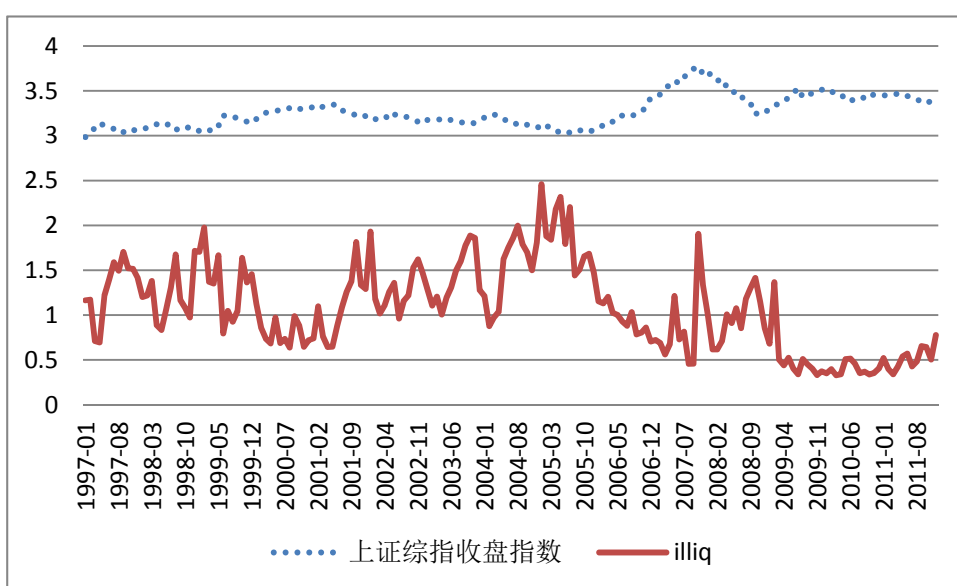


图 4-1 上证综指和流动性指标对比图

注：为使二者具有可比性，上证综指取自然对数，illiq 开方后乘以 20000。

4.2.2 因子载荷的估计

根据 Fama 和 Macbeth(1973)^[54]，将股票分组估计 beta 比直接估计个股的 beta 更合理，这是因为个股 beta 随着股票规模、杠杆的变动而变动，而组合的 beta 相对稳定，因而更加易于测度。并且，个股的收益率方差比较大，通过将个股按照与收益有关的特征分配到组合，减少了收益率的方差，更易于观测收益。此外，构建组合更贴近现实中投资者的行为。Cochrane (2005)^[44]建议，在构建资产定价模型时，选择与收益有关的资产特征作为分组依据。

在本文中，我们将个股的流动性指标 Illiq 和个股市场超额收益 beta 作为分组的依据。每年年初分别根据上年末的个股 beta 和个股 illiq 将全部样本股票等分为 5 组，两次分组交叉则有 25 个组合。计算这 25 个组合在接下来一年内的月度收益，组合收益是个股收益的算术平均数。这样我们将得到 25 个组合 2002-2011 年间的月度收益序列，它们被用来进行全样本时间序列回归估计出市场收益因子 $R_{mt} - R_{ft}$ 的载荷 β_{rm} ，账面市值比因子 HML 的载荷 β_{hml} ，市值比因子 SMB 的 β_{smb} 。通过这种方法得到的因子载荷 $[\beta_{rm}, \beta_{hml}, \beta_{smb}]$ 共有 25 组，每一年个股的因子载荷等于其所在组合的因子载荷。由于不同年份个股可能分配在不同的组合，因此通过这种方式计算得到的个股因子载荷 $[\beta_{rm}, \beta_{hml}, \beta_{smb}]$ 是时变的。

作为分组依据的个股市场超额收益 Beta 是采用滚动的方法估计得到的。具体而言，用分组年之前 5 年个股的超额月度收益对市场月度超额收益回归，得到个股 beta，以此为排序依据将股票在分组年分组。这种方法使得基于 1997 年 1 月—2011 年 12 月的样本数据，估计出的是 2002 年 1 月—2011 年 12 月的因子载荷。滚动估计 beta 时所使用的样本期和分组期如表 4-1。

综上，针对个股估计出了 2002 年 1 月-2011 年 12 月的因子载荷 $[\beta_{rm}, \beta_{hml}, \beta_{smb}]$ ，将用于下文的回归检验。

表 4-1 估计分组 beta 的滚动期

分组年	2002	2003	2004	2005	2006
滚动期	1997~2001	1998~2002	1999~2003	2000~2004	2001~2005
分组年	2007	2008	2009	2010	2011
滚动期	2002~2006	2003~2007	2004~2008	2005~2009	2006~2010

基于本章的样本数据与构建的指标，我们将在下一章进行实证检验，汇报和分析实证结果。

第五章 实证结果

5.1 噪音检验

表 5-1 报告了沪深两市月对数收益率的描述性统计。可以看到，沪市较强的拒绝服从正态分布的原假设。两市的峰度都大于正态分布的峰度 3，说明两市的收益率都呈现尖峰肥尾。沪深两市的偏度都为负，表明其月收益率序列的分布向左偏斜，收益率出现负值的概率大于出现正值的概率。表 5-2 中单位根检验的结果表明两市的对数收益率序列为平稳的。

表 5-1 1997—2011 年月对数收益率描述性统计

	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera
上海	0.46%	0.68%	8.31%	-0.26	4.46	17.64***
深圳	0.49%	0.58%	9.09%	-0.05	3.85	5.40

注：***表示在 0.01 的显著水平下拒绝服从正态分布的原假设

表 5-2 各指数价格一阶差分的 ADF 检验

	统计量	P 值
上海	-25.6716	<0.001
深圳	-25.1284	<0.001

接下来对沪深两市的指数进行全样本 1997 年-2011 年方差比检验，单期的基准方差为每月的指数回报率方差，选择 $q=1,2,3, \dots, 60$ 作为考察的持有期。图 5-1 直观的绘制了沪深两市的方差比检验结果，图中的三条线分别代表方差比指标 $VR(q)$ ，同方差统计量 Z 和异方差统计量 Z^* 。表 5-3 和表 5-4 分别报告了沪市和深市的方差比检验结果，第二列给出方差比检验值，第三和第四列分别给出了同方差和异方差假设下的 $Z(q)$ 以及 $Z^*(q)$ 检验值。

结果表明，两市的 $VR(q)$ 随着持有期限的增加，呈现先增后减的趋势，

但基本上都大于 1，表明两市的价格都具有持续性。从统计量的显著性上来看，在持有期为 3 到 20 月时，无论同方差统计量 Z 还是异方差统计量 Z^* 都显著拒绝价格为随机游走的原假设。当持有期大于 20 月后，统计量的显著性出现大幅度的下降，不能够拒绝随机游走的原假设，这可能是因为我们们的样本量只有 180 个数据，随着持有期变大，可检验样本量变少导致统计效力的下降。^①

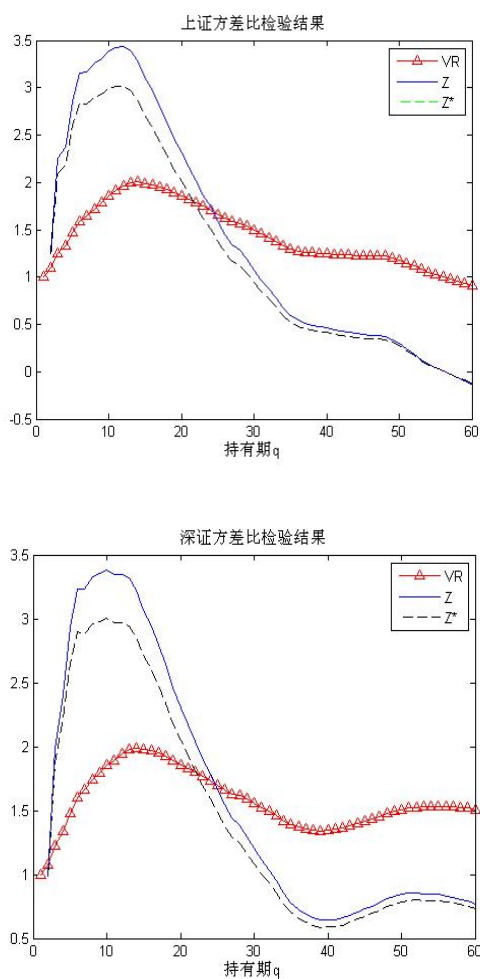


图 5-1 1997-2011 年沪市、深市方差比检验结果

^① 使用周收益的方差比检验结果也拒绝随机游走的原假设，详见附录

表 5-3 1997 年-2011 年沪市方差比检验结果

持有期限 q	VR	Z	Z*
2	1.10	(1.28)	1.21
3	1.25	(2.25)**	(2.09)**
6	1.58	(3.15)***	(2.83)***
9	1.79	(3.31)***	(2.93)***
12	1.96	(3.44)***	(3.02)***
15	1.99	(3.11)***	(2.71)**
18	1.93	(2.65)***	(2.29)**
21	1.83	(2.16)**	(1.88)*
24	1.71	(1.73)*	1.51
36	1.27	0.54	0.48
48	1.22	0.37	0.34
60	0.91	-0.14	-0.13

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平。

表 5-4 1997 年-2011 年深市方差比检验结果

持有期限 q	VR	Z	Z*
2	1.07	(0.99)	(0.97)
3	1.22	(1.99)**	(1.87)*
6	1.60	(3.23)***	(2.90)***
9	1.80	(3.35)***	(2.98)***
12	1.94	(3.35)***	(2.97)***
15	1.98	(3.06)***	(2.72)***
18	1.93	(2.64)***	(2.34)**
21	1.83	(2.17)**	(1.93)*
24	1.73	(1.79)*	1.59
36	1.37	0.72	0.66
48	1.48	0.81	0.75
60	1.51	0.77	0.73

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平。

综上，对于沪深两市的方差比检验结果表明，在持有期为 3 到 20 月，方差比检验在 5%的显著水平下拒绝价格遵循随机游走的原假设，表明中国股票市场对信息的反映不足，市场效率较差。这可能与中国市场的投资者结构有关，占据市场主体的是非理性的个人交易者而非机构投资者，他们的交易行为使得股票价格中包含了较多的噪音。

价格中存在噪音时，将不再满足随机游走过程。本节的研究是对中国股市是否存在噪音成分的初步探索，研究表明基于中国市场检验噪音的影响是有意义的。在下面的章节，我们将通过检验三因子模型和流动性特征模型，估计修正噪音影响前后的溢价，研究价格中的噪音对资产定价实证结果的影响。

5.2 溢酬估计

5.2.1 描述性统计

表 5-5 是解释变量的相关系数矩阵。表 5-6 列示了用于 Fama-Macbeth 回归所使用变量的描述性统计量。被解释变量是个股超额收益 r_{excess} ，解释变量包括估计出的市场收益因子 $R_{mt} - R_{ft}$ 的载荷 β_{m} ，账面市值比因子 HML 的载荷 β_{hml} ，市值比因子 SMB 的 β_{smb} ，以及 Amihud 非流动性指标 Illiq。为了避免异常值的影响，在每个横截面回归月份剔除了流动性指标 Illiq 分布在极端 1%处的股票数据。样本时间从 2002 年 1 月到 2011 年 12 月，每个指标各有 115216 个观测值。

表 5-5 解释变量相关系数矩阵

	Illiq	Betarm	betahml	betasmb
Illiq	1	-0.03*	0.09*	0.60*
betarm	-0.03*	1	0.37*	-0.02*
betahml	0.09*	0.37*	1	0.44*
betasmb	0.60*	-0.02*	0.44*	1

注：*代表 1% 的显著水平

从表 5-5 中可以看到, 解释变量之间的相关关系都显著拒绝为 0 的原假设。尤其是规模因子 SMB 的载荷 β_{smb} 和非流动性指标 Illiq 之间存在显著的正相关关系^①, 这可能是由于两个变量都受股票规模大小的影响。中国股市存在规模效应, 小公司比大公司有更高的收益。而规模较小的公司流动性差于大公司。这些现象在汪炜和周宇(2002)^[58]、张祥建, 谷伟和郭岚(2003)^[59]、廖士光(2007)^[60]的研究中得到了证实。

表 5-6 回归变量描述性统计

	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	偏度
Illiq	0.835	0.637	0.750	0.003	19.726	2.935
Betarm	1.022	1.023	0.075	0.904	1.216	0.352
Betahml	0.019	-0.011	0.095	-0.147	0.207	0.156
Betasmb	0.744	0.837	0.378	-0.014	1.220	-0.788
r_excess	0.013	0.001	0.152	-0.683	4.575	1.427

① 三因子模型作为流动性特征模型的控制变量, 未考虑多重共线性

5.2.2 实证结果

表 5-7 汇报了使用 2002 年 1 月——2011 年 12 月的全样本月度收益数据进行 Fama-Macbeth 回归的结果。被解释变量是股票的超额收益，表 A 的解释变量是市场收益因子 $R_{mt} - R_{ft}$ 的载荷 β_{rm} ，账面市值比因子 HML 的载荷 β_{hml} ，市值比因子 SMB 的 β_{smb} ，报告的是对三因素模型的实证检验结果；表 B 的解释变量包括 $[\beta_{rm}, \beta_{hml}, \beta_{smb}]$ 和流动性指标 Illiq，报告的是对流动性特征模型的实证检验结果。OLS 列的系数是月度横截面 OLS 回归系数的时间序列均值，WLS 列的系数是月度横截面 WLS 回归系数的时间序列均值。DIF 是 OLS 法和 WLS 法估计出的系数之差的时间序列均值，DIF 代表微观结构噪音导致的估计出的流动性风险溢酬的偏误。回归估计量的括号中是估计系数的 t 值，对 DIF 的 t 值进行了 Newey-West 修正。

表 5-7 2002-2011 全样本回归结果

	OLS	WLS	DIF
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	0.0053	0.0035	0.0018
(t-stat.)	(0.44)	(0.29)	(1.99)**
betahml	0.0059	0.0073	-0.0014
(t-stat.)	(1.08)	(1.34)	(-2.47)**
Betasmb	-0.0087	-0.0096	0.0009
(t-stat.)	(-2.01)**	(-2.21)**	(4.22)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0226	0.0223	0.0003
(t-stat.)	(8.92)***	(8.97)***	(1.14)
betarm	0.0000	-0.0017	0.0018
(t-stat.)	(0.00)	(-0.14)	(1.99)**
betahml	0.0243	0.0256	-0.0012
(t-stat.)	(4.64)***	(4.89)***	(-2.04)**
betasmb	-0.0320	-0.0327	0.0007
(t-stat.)	(-8.00)***	(-8.17)***	(3.18)***

注: *, **, ***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

值得一提的是,估计出的回归系数的 t 值,和噪音偏误 DIF 的 t 值,代表了不同的经济意义。回归系数的 t 值显著,表明作为解释变量的因子风险载荷 beta 或者流动性特征,在横截面上被定价。关注回归系数 t 值的显著性,是为了考察定价模型在中国市场上是否成立。噪音偏误 DIF 的 t 值显著,则是表明 OLS 法下的估计结果和 WLS 法下的估计结果有较大差异。差异的原因是噪音使得估计出的系数有偏,而 OLS 法没有对其进行修正。关注噪音偏误 DIF 的 t 值显著性,是为了考察传统 OLS 法的实证结果对溢价估计

的准确性，噪音对估计出的溢酬的影响是否大到了必须修正的地步。基于本文的写作初衷，我们更加关注噪音偏误 DIF 的 t 值显著性。

全样本回归结果表明，无论是三因子模型还是流动性特征模型，估计出的三因子风险溢酬对应的 DIF 在 0.05 显著水平下都很显著，这足以表明噪音的存在影响了资产定价模型中对溢酬的估计。

噪音导致的溢酬估计偏误不可小觑。以市值比因子载荷 β_{smb} 对应的规模风险溢酬为例，在三因素模型中，规模风险溢酬的 DIF 为 0.09%，而 β_{smb} 的标准差为 0.378，这表明 β_{smb} 两个单位标准差的改变会导致对预期月度收益 $2*0.378*0.09%=0.07%$ 的估计偏误，对年收益的影响接近 1%。因此，在资产定价实证中考虑噪音的影响是必要的。

流动性特征模型的回归结果表明，无论在 OLS 法下还是 WLS 法下，流动性指标 Illiq 的溢酬为正且在 0.001 水平下显著，这验证了中国股市存在非流动性溢价现象。流动性溢酬对应的噪音偏误 DIF 的 t 值并不显著，而 Asparouhova 等人 (2010)^[15] 对美国股市的检验则为显著，中国股票市场内在微观结构和欧美发达市场有较大不同，噪音和流动性之间的关系与形成机制值得进一步探讨。不同于美国的做市商制度，中国股市采取集合竞价交易机制，这使得股价中不存在买卖价差导致的微观结构噪音。此外，中国股市相对美国股市交易更活跃，流动性更充分，这也减少了股价中的微观结构噪音成分。

综上，在基于中国股市的资产定价实证研究中，需要考虑修正噪音的影响，得到更准确的溢酬估计。

5.2.3 稳健性检验

为了保证结果的稳健性，我们从时间区间和指标选取两个维度分别展开稳健性检验。

5.2.3.1 样本区间检验

为了测试结果在时间区间上的稳健性，我们将样本划分为 2002-2007 年和 2008-2011 年两个子样本区间，分别实证检验三因素模型和流动性特征

模型,再次对比 OLS 和 WLS 两种方法下的估计结果。这样划分子样本区间,是因为 2007 年到 2008 年中国股市经历了由牛转熊的巨变,市场情绪和投资者组成在两个样本区间有较大的差异。表 5-8 是 2002-2007 年的检验结果,表 5-9 是 2008-2011 年的检验结果。

表 5-8 2002-2007 子样本回归结果

	OLS	WLS	DIF
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	0.0100	0.0082	0.0018
(t-stat.)	(0.83)	(0.68)	(1.75)*
betahml	0.0058	0.0066	-0.0009
(t-stat.)	(0.76)	(0.88)	(-1.76)*
Betasmb	-0.0141	-0.0149	0.0008
(t-stat.)	(-2.25)**	(-2.40)**	(2.80)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0163	0.0162	0.0001
(t-stat.)	(4.73)***	(4.67)***	(0.67)
betarm	0.0062	0.0045	0.0017
(t-stat)	(0.53)	(0.38)	(1.74)*
betahml	0.0197	0.0203	-0.006
(t-stat.)	(2.83)***	(2.96)***	(-1.08)
betasmb	-0.0306	-0.0313	0.0007
(t-stat.)	(-5.64)***	(-5.78)***	(2.68)***

注: *、**、***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

表 5-9 2008-2011 子样本回归结果

	OLS	WLS	DIF
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	-0.0016	-0.0035	0.0019
(t-stat.)	(-0.07)	(-0.14)	(1.10)
betahml	0.0062	0.0084	-0.0022
(t-stat.)	(0.81)	(1.07)	(-1.87)*
Betasmb	-0.0008	-0.0017	0.0009
(t-stat.)	(-0.15)	(-0.32)	(3.43)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0319	0.0315	0.0005
(t-stat.)	(9.79)***	(10.36)***	(0.92)
betarm	-0.0091	-0.0110	0.0019
(t-stat)	(-0.37)	(-0.45)	(1.13)
betahml	0.0311	0.0333	-0.0022
(t-stat.)	(3.94)***	(4.15)***	(-1.80)*
betasmb	-0.0340	-0.0348	0.0008
(t-stat.)	(-5.79)***	(-5.88)***	(1.83)*

注: *, **, ***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

观察子样本回归结果,大部分溢酬的噪音偏误 DIF 是显著的,可见对于不同的检验区间,噪音仍然对溢酬的估计有重大影响。这与全样本的结果大体上是一致的。

将两个子样本和全样本的回归结果进行比较,可以发现,市场收益的风险溢酬所对应的 DIF 的显著性是很不稳定的。在 2002-2007 年的两个模型中,市场收益风险溢酬的 DIF 都很显著,而在 2008-2011 年的两个模型中则都不显著。偏误是否显著很大程度上受到价格中的噪音和解释变量之间关系的影响。可以推测,从 2002-2007 年到 2008-2011 年,市场收益因子

载荷和噪音之间的关系由密切变为不密切。这可能是由于从 2008 年开始的大熊市使得蒙受巨亏的散户非理性交易者被迫离开市场，市场非理性泡沫得到了挤压。

比较 2002-2007 样本区间内两个模型的回归结果，在三因子模型中，账面市值比风险溢价对应的 DIF 在 0.1 水平下显著，但加入了流动性指标 Illiq 后，账面市值比的风险溢价不再具有显著性。鉴于此，无法给出账面市值比因子载荷和噪音之间关系的定性结论，留待以后的研究。

无论是全样本还是子样本的回归结果，规模风险溢价对应的噪音偏误 DIF 都很显著，并且其值为正，意味着偏误的方向是向上的；而流动性溢价的噪音偏误 DIF 都不显著。

5.2.3.2 不同流动性指标检验

为了进一步检验结果的稳健性，我们构建不同的流动性指标加入流动性特征模型。

流动性是指能够快速成交大量证券，并且引起较小的价格冲击。流动性同时包括了紧度、深度、宽度三个维度，并没有一个流动性指标可以同时概括流动性这 3 个方面的特征。为此，在实证使用的 Illiq 之外，针对实证中使用的沪深两市全部非 ST 的 A 股样本股票构建了如下的 3 个月度流动性指标，样本时间从 2002 年 1 月到 2011 年 12 月。在实证过程中，为了避免异常值的影响，剔除了每个指标每月分布在两端 1% 的异常值。

Amivest 流动比率被广泛用于衡量 NASDAQ 的流动性，是以股票在一定时期的交易额除以对应时期的股票收益率，代表使收益率变动 1 个单位所需要的交易额，衡量了股票在这一时期的流动性水平。本文构建的月度 Amivest 指标是该月份日 Amivest 的简单加权平均数。具体表达式如下：

$$Amivest_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{v_{i,d,t}}{|r_{i,d,t}|} \quad (5-1)$$

其中， $Amivest_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 月的 Amivest 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， $v_{i,d,t}$ 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。当某日的股票收益为 0 时，规定该日的 $Amivest$ 为 0。

流通股换手率（turnover）是股票在一定时期的成交的股数除以流通股股本，衡量了股票在这一时期的流动性水平，换手率指标的一个优势在于它是市值中性的，因为无论大市值还是小市值的股票都可能有或低或高的换手率。本文构建的月度换手率是该月份日流通股换手率的简单加权平均数，数据来源是锐思数据库。具体表达式如下，其中， $vol_{i,d,t}$ 是股票 i 在第 t 月的第 d 个交易日的成交股数， $v_{i,d,t}$ 是股票 i 在第 t 月的第 d 个交易日的流通股总股数：

$$Turnover_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{vol_{i,d,t}}{v_{i,d,t}} \quad (5-2)$$

最后我们用每只股票的月度交易额取其自然对数构建交易量指标 \logvol ，它反映了股票的被需求程度，衡量了股票在该月度的流动性水平。

与实证部分的做法一样，对流动性指标 $Amivest$ 、 $Turnover$ 、 $Logvol$ 进行了标准化处理，即将股票 i 在第 t 月的流动性指标除以第 t 月的市场流动性指标。表 5-10 是三个流动性指标的详细构建方式和衡量维度。

表 5-10 流动性指标及构建方式

流动性指标	构建方式	所度量流动性维度
Amivest	Amivest 月度流动性指标，每只股票当月日 Amivest 指标的简单加权平均数，除以市场当月 Amivest 指标标准化。	紧度、深度
Turnover	月度换手率，每只股票当月日换手率的月度加权平均数，除以市场当月平均换手率标准化。	深度
Logvol	月度交易额，每只股票当月交易额的自然对数，除以市场当月平均交易额标准化。	深度

表 5-11 是稳健性检验中用于回归的变量的描述性统计。表 5-12 是解释变量的相关系数矩阵。

表 5-11 回归变量描述性统计

	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	偏度
Amivest	0.844	0.466	1.163	0.020	19.929	4.156
logVol	1.000	0.995	0.069	0.719	1.303	0.324
Turnover	0.864	0.721	0.604	0.022	7.300	2.164
Betarm	1.022	1.023	0.075	0.904	1.216	0.352
Betahml	0.019	-0.011	0.095	-0.147	0.207	0.156
Betasmb	0.744	0.837	0.378	-0.014	1.220	-0.788
r_excess	0.013	0.001	0.152	-0.683	4.575	1.427

表 5-12 流动性指标相关系数矩阵

	Amivest	turnover	logvol	betarm	betahml	betasmb
Amivest	1	0.18	0.71	0.04	-0.14	-0.61
Turnover		1	0.44	0.08	0.04	-0.05
logVol			1	0.08	-0.14	-0.75
Betarm				1	0.37	-0.02
Betahml					1	0.33
Betasmb						1

表 5-13 不同流动性指标回归结果

	OLS Mean (t-statistic)	WLS Mean (t-statistic)	DIF Mean (t-statistic)
Amivest	-0.0086	-0.0086	-0.0000
(t-stat.)	(-12.58)***	(-8.63)***	(-0.20)
Betarm	0.0049	0.0132	0.0017
(t-stat.)	(0.41)	(1.13)	(1.90)*
Betahml	0.01270	0.0141	-0.0014
(t-stat)	(2.37)**	(2.63)***	(-2.61)***
Betasmb	-0.02380	-0.0247	0.0009
(t-stat)	(-5.92)***	(-6.19)***	(4.47)***
Turnover	-0.0122	-0.0123	0.0000
(t-stat.)	(-4.40)***	(-4.51)***	(0.17)
Betarm	0.0121	0.0104	0.0017
(t-stat.)	(1.03)	(0.88)	(1.81)*
Betahml	0.0076	0.0091	-0.0015
(t-stat)	(1.51)	(1.79)*	(-2.74)***
Betasmb	-0.0101	-0.0110	0.0009
(t-stat)	(-2.32)**	(-2.54)**	(4.96)***
Logvol	-0.3685	-0.3697	0.0012
(t-stat.)	(-12.27)***	(-12.34)***	(0.53)
Betarm	0.0164	0.0151	0.0013
(t-stat.)	(1.39)	(1.28)	(1.49)
Betahml	0.0354	0.0369	-0.0015
(t-stat)	(6.72)***	(6.98)***	(-2.55)**
Betasmb	-0.0600	-0.0611	0.0011
(t-stat)	(-12.82)***	(-13.28)***	(-2.55)**

表 5-13 是使用不同流动性指标，对流动性特征模型进行稳健性检验的结果^①。稳健性检验的结果和实证部分的结论是一致的。未修正噪音影响的 OLS 法下，和修正噪音影响的 WLS 法下，3 个流动性指标的 t 值都是显著的并且符号为负，再次证明了中国市场非流动性溢价的存在。流动性溢价对应的噪音偏误 DIF 在 3 个指标的检验结果中都不显著。规模风险溢价对应的噪音偏误 DIF 在所有检验结果中都很显著。在三因素模型的资产定价实证检验中，考虑噪音的影响并进行修正是必须的。

5.2.4 小结

综合实证主体部分的结果和稳健性检验结果，我们有如下结论：

第一，在基于中国股市的资产定价实证检验中，对于整个模型而言，噪音对溢价的估计有显著影响，为了得到更准确的估计量需要考虑使用修正噪音的计量方法。所有的检验结果都支持了这一结论。

第二，在对市值比因子载荷 β_{smb} 进行回归检验时，不考虑噪音的影响会使规模风险溢价的估计结果存在较大偏误。所有的检验结果都支持这一结论。这是因为噪音和股票规模之间存在密切的关系。中国市场的交易主体以个人投资者为主，存在追涨杀跌、追捧小盘股等非理性交易行为，这导致规模较小的股票价格中包含了更多的非理性噪音。Asparouhova et al(2010)^[15]的模型表明当收益率中包含的噪音的方差和解释变量之间有显著的相关关系时，回归结果和真实系数之间会产生偏误，估计出的系数是真实系数的有偏估计量。根据检验结果，我们可以判断，在中国由于小盘股中包含了更多的非理性噪音，对于小规模股票的风险溢价的估计更容易受到噪音的影响。

第三，流动性溢价的估计未受到噪音的显著影响。所有的检验结果都支持这一结论。这是因为美国市场上微观噪音和流动性之间的关系在中国市场并不成立。中国股市采取集合竞价交易机制，这使得股价中不存在买卖价差导致的微观结构噪音。此外，中国股市相对美国股市交易更活跃，

^① Shanken 修正后的回归结果见附录

流动性更充分，这也减少了股价中的微观结构噪音成分。

第四，市场收益风险溢酬的估计在牛市显著受到噪音影响，熊市则无。这是比较 2002-2007 年、2008-2011 年两个子样本得到的结论。这是因为，在 2005-2007 年的大牛市期间，市场充斥着狂热的非理性行为，导致市场收益因子载荷和噪音之间存在密切关系。从 2008 年开始的大熊市使得蒙受巨亏的散户非理性交易者被迫离开市场，市场非理性泡沫得到了挤压，从而市场收益和噪音之间的关系不再密切了。

第六章 总结与研究展望

6.1 总结

在金融研究中，“噪音”无处不在，无论是市场微观结构领域还是行为金融领域这一概念都频频出现。围绕噪音的研究主要分为两大类，一类集中于探讨噪音交易是否长期存在，噪音交易是否产生系统性误差等问题；一类则关注修正噪音对市场重要参数估计的影响，尤以研究噪音对波动率的影响为多。本文基于中国股市研究噪音对资产定价实证结果的影响，属于后一类研究中的新兴领域。资产定价是金融的核心研究领域，在资产定价中考虑噪音的影响，有机的结合了市场微观结构和行为金融的研究成果，有助于得到更稳健的溢酬估计。考虑噪音的影响并进行修正，是在经典资产定价实证步骤基础上的一次大胆尝试。本文的实证主要围绕市场资产价格是否有效、微观结构噪音对资产定价实证研究中溢酬估计的影响两个方面展开，主要研究和结论概括如下：

（1）使用方差比检验方法来检验中国股票市场的有效性。选取上证综指和深证综指作为上海、深圳两个市场的代表，对其 1997-2011 年的月度收益率数据进行方差比检验。持有 3 个月到 20 个月的方差比指标均表明，沪深两市的对数价格序列显著拒绝服从随机游走过程的原假设。这表明中国股票市场对信息反应不足，市场效率较差。市场无效的一个可能原因是噪声交易，因此方差比检验的结果为接下来修正噪音的影响提供了实证支撑。

（2）进行修正噪音影响后的资产定价再检验。观测到的价格中包含的噪音，可能导致使用 OLS 方法进行 Fama-Macbeth 回归估计出的溢酬与真实溢酬相比是有偏的。我们用个股上一期收益率构建权重，采用加权最小二乘法，为三因子模型和流动性特征模型估计了修正噪音影响后的溢酬。Fama-Macbeth 月度回归的样本区间是 2002-2011 年，样本股票是沪深两市全部非 ST 的 A 股股票，使用 Amihud 非流动性比率 Illiq 作为流动性指标，三因子分别是市场超额收益因子、账面市值比因子 HML 和市值因子 SMB。

总体上来说，噪音对资产定价实证结果有显著影响，使得估计出的溢酬和真实溢酬之间存在偏误。其中，规模溢酬的估计受到噪音影响最明显，这是因为在中国股市小盘股中包含了更多的非理性噪音，对于小规模股票的风险溢酬的估计更容易受到噪音的影响。流动性溢酬的估计受噪音影响不显著，这是因为中国市场流动性充分，微观噪音与流动性之间关系不密切。不同的牛熊市阶段，噪音与市场收益因子的关系发生变化，直接决定了噪音对市场风险溢酬的估计影响是否显著。

综上所述，对于中国股市这样一个散户投资者占主体的非理性、非有效市场，在进行资产定价实证检验时考虑修正噪音的影响是有其合理意义的。对于和噪音有密切关系的解释变量而言更是如此，如三因子模型中的市值因子的载荷。

资产定价是金融研究的核心领域，能否得到稳健的参数估计结果，具有重要的经济意义。目前关于噪音对实证结果影响的研究集中于波动率的估计，本文关注噪音对资产定价的影响，拓宽了这一类领域的研究。中国市场是典型的非理性、非有效市场，一系列研究集中于对市场效率的检验和对微观交易结构的分析。本文在借鉴前人研究成果的基础上，立足于中国股市价格非有效的现状，在资产定价实证中修正了噪音对溢酬估计的影响。本文的研究工作为以后基于中国股市的资产定价实证研究提供了重要的借鉴意义。

6.2 不足和展望

至此，本文就噪音对资产定价中溢酬估计影响的研究已经告一段落。尽管整篇论文在计划研究范围内基本完成，但仍有很多不足和值得深入思考的问题，由于本人时间与精力有限，加之数据可得性的限制，在此无法展开，只能留待之后继续该领域的深入研究。

(1) 本文的实证部分检验了三因子模型和流动性特征模型。在未来的研究中，可以考虑对更多的资产定价模型修正噪音的影响并估计溢酬，特别是那些因子和特征与噪音有密切关系的模型，从而全面的衡量噪音对因

子溢价和特征溢价估计的影响。

(2) 本文的实证研究是基于 Fama-Macbeth 两步回归法, 如果能将修正噪音影响的步骤纳入 GMM 模型进行估计, 更加符合资产定价的范式做法。

(3) 噪音是一个黑箱, 它无处不在, 但又难循其形。它出现在市场微观结构和行为金融等多个研究领域, 但没有一个有效的方法对其量化。事实上, 噪音和有效价格从来就是一组相对的概念, 取决于对其如何定义和界定。正如没有绝对的真理和谬误, 我们所做的, 只是立足于观测到的现实尽力的向真理去逼近。而在这过程中的探索和挑战, 让金融研究充满了趣味和意义。

参考文献

- [1] Black, F. Noise[J]. *Journal of Finance*, 1986, (41): pp.529-543.
- [2] Odean, T. Do investors trade too much?[J]. *The American Economic Review*, 1999, 89(5): pp.1279-1298.
- [3] Barber, Brad M., T. Odean. Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors[J]. *The Journal of Finance*, 2000, LV(2): pp.773-806.
- [4] Barber, Brad M., Y. Lee., Y. Liu., T. Odean. Just how much do individual investors lose by trading?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(2): pp.609-632.
- [5] Barber, Brad M., T. Odean., N. Zhu. Do retail trades move markets?[J]. *Review of Financial Studies*, 2009a, 22(1): pp.151-186.
- [6] DeLong, J., A. Shleifer., L. Summers. Noise trader risk in financial markets[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(4): pp.703-738.
- [7] Barber, Brad M., T. Odean., N. Zhu. Systematic noise[J]. *Journal of Financial Markets*, 2009b, 12(4): pp.547-569.
- [8] Blume, M., R. Stambaugh. Biases in computed returns: An application to the size effect[J]. *Journal of Financial Economics*, 1983, 12(3): pp.387-404.
- [9] Bandi, F., J. Russell. Separating microstructure noise from volatility[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(3): pp.655-692.
- [10] Dennis, P., S. Mayhew., C. Stivers. Stock returns, implied volatility innovations, and the asymmetric volatility phenomenon[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2006, 41(2): pp.381-406.
- [11] Ait-Sahalia, Y., P. Mykland., L. Zhang. How often to sample a continuous-time process in the presence of market microstructure noise[J]. *The Review of Financial Studies*, 2005, 18: pp.351-416.
- [12] Ang, A., J. Liu., K. Schwarz. Using individual stocks or portfolios in tests of factor pricing models. Unpublished working paper, Columbia University, University of California San Diego, Columbia University.

- [13] Fama, E., K. French. The cross-section of expected stock returns[J]. The Journal of Finance, 1992, 47: pp.427-465.
- [14] Fama, E., K. French. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33: pp.3-56.
- [15] Asparouhova, E., H. Bessembinder., I. Kalcheva. Liuidity biases in asset pricing tests[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96: pp.215-237.
- [16] 史永东, 李竹薇, 陈炜. 中国证券投资者交易行为的实证研究[J]. 金融研究,2009,11: pp.129-142.
- [17] 李心丹, 王冀宁, 傅浩. 中国个体证券投资者交易行为的实证研究[J]. 经济研究,2002,11: pp.54-63.
- [18] 林树, 俞乔, 汤震宇. 中国投资者“热手效应”与“赌徒谬误”的实验研究[J]. 经济研究,2006,8: pp.56.
- [19] 徐龙炳. 中国股市机构投资者多账户交易行为研究[J]. 经济研究,2005.2: pp.72-80.
- [20] Lee, CM., A. Shleifer., R. Thaler. Investor sentiment and the close-fund puzzle[J]. Journal of Finance, 1991, 46: pp.75-100.
- [21] Shleifer, A., R. W. Vishny. The limits of arbitrage[J]. Journal of Finance, 1997, 52: pp.35-55.
- [22] Lo., Andrew., C. MacKinlay. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test[J]. Review of Financial Studies, 1988,1(1): pp.41-66.
- [23] Lo., Andrew., C. MacKinlay. The size and power of the variance ratio test in finite samples: A monte carlo investigation[J]. Journal of Econometrics, 1989,40: pp.203-238.
- [24] Bloomfield, R., M. O'Hara., G. Saar. How noise trading affects markets: An experimental analysis[J]. The Review of Financial Studies, 2009,22(6): pp.2275-2302.
- [25] Mendel, B., A. Shleifer. Chasing noise[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104: pp.303-320.
- [26] 杨胜刚, 卢向前. 噪声交易、H指数与中国外汇市场效率研究,2003[N]. 湖南大学学报(社会科学版),2003-02.
- [27] 唐齐鸣, 叶俊. 噪声交易下证券市场参加主体的最优决策模型[J]. 数量经济技术经济研究,2003,20(3).
- [28] Zhang, L. Estimating covariation: Epps effect, microstructure noise[J]. Journal of

- Econometrics, 2011, 160: pp.33-47.
- [29] Fisher, L., D. Weaver., G. Webb. Removing biases in computed returns[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2010,35(2): pp.137-161.
- [30] Fama, EF. The behavior of stock-market prices[J]. The Journal of Business, 1965, 38(1): pp.34-105.
- [31] Kyle, AS. Continuous auctions and insider trading[J]. Journal of the Econometrics Society, 1985, 53(6): pp.1315-1335.
- [32] Bhushan, R., DP. Brown., AS. Mello. Do noise traders “create their own space?”[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1997,32(1): pp.25-45.
- [33] Kogan, L., SA. Ross., J. Wang., MM. Westerfield. The price impact and survival of irrational traders[J]. The Journal of Finance, 2006, LXI(1): pp.195-229.
- [34] Scruggs, JT. Noise trader risk: Evidence from the Siamese twins[J]. Journal of Financial Markets, 2007, 10: pp.76-105.
- [35] Flynn, S. M. Noise-trading, costly arbitrage, and asset prices: Evidence from US closed-end funds[J]. Journal of Financial Markets, 2012,15: pp.108-125.
- [36] 孔东民. 股票市场的有限套利:一个行为金融模型[J]. 管理学报,2007,4(1):67-74.
- [37] 陈其安,张媛,赖琴云,陈亮. 中国股票市场”异常现象”及其产生原因: 基于噪音交易分析 [N]. 重庆大学学报(社会科学版),2009,6: pp.27-34.
- [38] Sias, R. W., L. T. Starks., S. M. Tinic. Is noise trader risk priced?[J]. The Journal of Financial Research, 2001, XXIV(3): pp. 311-329.
- [39] Roll, R. On computing mean returns and the small firm premium[J]. Journal of Financial Economics, 1983, 12: pp.371-386.
- [40] Amihud, Y., Mendelson, H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17: pp.223-249.
- [41] Andersen, T.G., T. Bollerslev., N. Meddahi. Realized variance forecasting and market microstructure noise[J]. Journal of Econometrics, 2011, 160: pp.220-234.
- [42] Chordia, T., R. Roll., A. Subrahmanyam. Liquidity and market efficiency[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87: pp.249-268.
- [43] 孔东民. 基于 NCT 指标的股市噪音成分检验:以七个亚洲市场为例. 中国管理科

- 学,2005,13(6): pp.6-10.
- [44] Cochrane, J.H. Asset Pricing[M]. Princeton: Princeton University Press, 2005.
- [45] 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): pp.452-480.
- [46] 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): pp.591-596.
- [47] 杨炘, 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): pp.137-141.
- [48] 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): pp.105-116.
- [49] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects* 1[J]. Journal of Financial Markets. 2002, 5(1): pp.31-56.
- [50] 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): pp.54-60.
- [51] 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): pp.95-105.
- [52] 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).
- [53] Black F, Jensen M, Scholes M. The capital asset pricing model: Some empirical tests[J]. Studies in the theory of capital markets. 1972, 81: pp.79-121.
- [54] Fama E F, Macbeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. The Journal of Political Economy. 1973: pp.607-636.
- [55] 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): pp.163-195.
- [56] Blume M E. Portfolio theory: a step toward its practical application[J]. The Journal of Business. 1970, 43(2): pp.152-173.
- [57] 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): pp.85-93.
- [58] 汪炜, 周宇. 中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析[J]. 经济研究, 2002,10: pp.16-30.
- [59] 张祥建,谷伟,郭岚. 上海股票市场“规模效应”的实证研究及原因探析[J].大连理工大学学

报(社科版),2003,24(4).

[60] 廖士光. 流动性价值研究综述[J]. 当代经济管理,2007,02.

致谢

时光荏苒，转眼间这已是我在厦门大学金融系学习的第七个年头。伴随着硕士毕业论文的收尾，我在厦大的学习生活也将告一段落。七度凤凰花开花落，如今将是我向母校告别，心中满是不舍和留恋。

我自 2005 年进入厦门大学金融系学习，在 2009-2012 这三年研究生学习期间，非常有幸师从郑振龙老师从事金融工程领域的学习和研究。金融工程是金融研究的前沿领域，老师们严谨认真的治学态度，同窗们勤奋努力的学习精神深深的感染并激励着我。这三年来收获的绝不仅仅是知识，更是做人的认真精神和做事的严谨态度。三万字的毕业论文，委实不能囊括研究生生活的收获与感悟。用心去写，知难而上，因为用这薄薄一篇小文以其作为研究生阶段的收尾，要能够无愧于心。

在论文写作过程中，我得到了老师们和同窗们的许多帮助，尤其要感谢郑老师对我的关心和支持，在我低谷的时候给我鼓励，让我重新扬起信心。感谢陈蓉老师的修改意见，感谢陈淼鑫老师的关注和建议。刘杨树师兄在我的论文框架搭建过程中给予了非常重要的帮助，师兄知识渊博、治学严谨，特别向他表示感谢。感谢同窗好友孙清泉给予及时的帮助和支持，他认真负责的学术态度、乐于助人的精神令我非常感动。还要感谢一起写论文的孙静哲等同窗好友们，大家的相互支持是最好的动力。

最后，感谢我的父母在我成长过程中对我的关心和爱护，感谢他们一直以来对我学业的支持和鼓励，感谢他们对我无私和无条件的包容。

在这凤凰花开的季节向母校告别，但母校“自强不息，止于至善”的精神已经深刻于我心。无论我以后工作在怎样的岗位，我都会将母校的精神发扬下去。做一个为了理想努力奋斗的厦大人。

杨璇

2012 年 4 月 15 日于厦门大学

附录

1. 沪深两市周收益率方差比检验结果

表 附录-1 1997 年-2011 年沪深两市噪音成分

市场	方差比检验的持有期限			
	q=2	q=4	q=8	q=16
沪市	1.07	1.23	1.42	1.74
	(1.79)*	(3.32)***	(3.85)***	(4.59)***
	(1.44)	(2.75)***	(3.22)***	(3.85)***
深市	1.09	1.25	1.39	1.67
	(2.34)**	(3.68)***	(3.57)***	(4.20)***
	(1.84)*	(2.97)***	(2.90)***	(3.43)***

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平

2.Shanken 修正后的回归结果

表 附录-2 2002-2011 全样本回归结果

	OLS Mean (t-statistic)	WLS Mean (t-statistic)	DIF Mean (t-statistic)
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	0.0053	0.0035	0.0018
(t-stat.)	(0.04)	(0.03)	(1.99)**
betahml	0.0059	0.0073	-0.0014
(t-stat.)	(0.10)	(0.12)	(-2.47)**
Betasmb	-0.0087	-0.0096	0.0009
(t-stat.)	(-0.18)	(-0.20)	(4.22)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0226	0.0223	0.0003
(t-stat.)	(8.92)***	(8.97)***	(1.14)
betarm	0.0000	-0.0017	0.0018
(t-stat.)	(0.00)	(-0.01)	(1.99)**
betahml	0.0243	0.0256	-0.0012
(t-stat.)	(0.30)	(0.31)	(-2.04)**
betasmb	-0.0320	-0.0327	0.0007
(t-stat.)	(-0.51)	(-0.51)	(3.18)***

注: *, **, ***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

表 附录-3 2002-2007 子样本回归结果

	OLS Mean (t-statistic)	WLS Mean (t-statistic)	DIF Mean (t-statistic)
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	0.0100	0.0082	0.0018
(t-stat.)	(0.09)	(0.07)	(1.75)*
betahml	0.0058	0.0066	-0.0009
(t-stat.)	(0.08)	(0.10)	(-1.76)*
Betasmb	-0.0141	-0.0149	0.0008
(t-stat.)	(-0.25)	(-0.26)	(2.80)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0163	0.0162	0.0001
(t-stat.)	(4.73)***	(4.67)***	(0.67)
betarm	0.0062	0.0045	0.0017
(t-stat)	(0.05)	(0.03)	(1.74)*
betahml	0.0197	0.0203	-0.006
(t-stat.)	(0.25)	(0.26)	(-1.08)
betasmb	-0.0306	-0.0313	0.0007
(t-stat.)	(-0.50)	(-0.50)	(2.68)***

注: *, **, ***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

表 附录-4 2008-2011 子样本回归结果

	OLS Mean (t-statistic)	WLS Mean (t-statistic)	DIF Mean (t-statistic)
表 A: 三因素模型回归结果			
betarm	-0.0016	-0.0035	0.0019
(t-stat.)	(-0.01)	(-0.02)	(1.10)
betahml	0.0062	0.0084	-0.0022
(t-stat.)	(0.11)	(0.15)	(-1.87)*
Betasmb	-0.0008	-0.0017	0.0009
(t-stat.)	(-0.02)	(-0.04)	(3.43)***
表 B: 流动性特征模型回归结果			
Illiq	0.0319	0.0315	0.0005
(t-stat.)	(9.79)***	(10.36)***	(0.92)
betarm	-0.0091	-0.0110	0.0019
(t-stat)	(-0.03)	(-0.04)	(1.13)
betahml	0.0311	0.0333	-0.0022
(t-stat.)	(0.36)	(0.36)	(-1.80)*
betasmb	-0.0340	-0.0348	0.0008
(t-stat.)	(-0.52)	(-0.51)	(1.83)*

注: *, **, ***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

表 附录-5 不同流动性指标回归结果

	OLS Mean (t-statistic)	WLS Mean (t-statistic)	DIF Mean (t-statistic)
Amivest	-0.0086 (-12.58)***	-0.0086 (-8.63)***	-0.0000 (-0.20)
Betarm	0.0049 (0.03)	0.0132 (0.02)	0.0017 (1.90)*
Betahml	0.01270 (0.18)	0.0141 (0.20)	-0.0014 (-2.61)***
Betasmb	-0.02380 (-0.45)	-0.0247 (-0.47)	0.0009 (4.47)***
Turnover	-0.0122 (-4.40)***	-0.0123 (-4.51)***	0.0000 (0.17)
Betarm	0.0121 (0.09)	0.0104 (0.08)	0.0017 (1.81)*
Betahml	0.0076 (0.13)	0.0091 (0.15)	-0.0015 (-2.74)***
Betasmb	-0.0101 (-0.20)	-0.0110 (-0.22)	0.0009 (4.96)***
Logvol	-0.3685 (-12.27)***	-0.3697 (-12.34)***	0.0012 (0.53)
Betarm	0.0164 (0.06)	0.0151 (0.06)	0.0013 (1.49)
Betahml	0.0354 (0.31)	0.0369 (0.32)	-0.0015 (-2.55)**
Betasmb	-0.0600 (-0.59)	-0.0611 (-0.60)	0.0011 (-2.55)**

注：*、**、***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著水平

