

学校编码：10384

分类号_____密级_____

学号：15620111151971

UDC _____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

期货风险溢酬的分解—基于中国商品期货市场
市场的经验证据

An Anatomy of Commodity Futures Risk Premia: Empirical
Evidence from Chinese Commodity Futures Market

毛丹璐

指导教师姓名：陈淼鑫 副教授

专业名称：金融工程

论文提交日期：2014 年 3 月

论文答辩时间：2014 年 5 月

学位授予日期：2014 年 月

答辩委员会主席：_____

评 阅 人：_____

2014 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（签名）：

年 月 日

摘要

期货合约是一种零初始成本合约，即它们不需要合约双方在签订合同时有初始投资。因此，期货的期望收益率也就仅仅由期货的风险溢酬组成。这就是说它的期望收益率等于风险溢酬。

本文的理论推导将商品期货风险溢酬进行了一个简单的分解，分解出和标的商品价格风险相关的现货溢酬以及因为基差变化而产生的期限溢酬。本文根据不同的交易策略从现实市场中分离出了这两种溢酬。本文根据基差、持仓额增长率和流动性分别对 15 种商品期货的现货溢酬和期限溢酬进行排序分组。根据基差排序分组，我们发现现货溢酬所有的持有期（ $n=1,2,3$ 和 4）年化的现货溢酬的等权重均值随着基差的上升而下降，最高与最低基差组现货溢酬的等权重均值的差值在-26.37%与-11.26%之间变动。期限溢酬的绝大多数持有期的期限溢酬随着基差的上升而上升。由此导致的高基差与低基差组的期限溢酬的差值范围从 2.91%到 4.28%。根据持仓额增长率排序分组，我们发现现货溢酬并不体现单调规律，而期限溢酬则是随着持仓额增长率的上升单调下降。最后，根据流动性排序分组时，现货溢酬和期限溢酬都没有产生单调规律。

进一步，本文实证得到市场因子和基差 HML 因子可以解释不同分组的现货溢酬，仅仅由基差 HML 因子就能解释期限溢酬。但是它们都无法用持仓额增长率 HML 因子解释。本文还实证得到单个商品期货的绝大多数现货溢酬能被市场因子和基差 HML 因子解释以及期限溢酬能被基差 HML 因子所解释。

关键词： 商品期货； 风险溢酬； 基差因子

Abstract

Futures contracts are zero-cost securities, that is, they do not require an initial investment. Hence, expected futures returns consist only of risk premia. We identify two types of risk premia in commodity futures returns: spot premia related to the risk in the underlying commodity, and term premia related to changes in the basis. Using different strategies, we isolate these two types of risk premia.

Sorting on the variables such as futures basis results in sizeable spot premia between 11.26% and 26.37% per annum and term premia between 2.91% and 4.28%. The spot premia is decreasing as the futures basis increasing while the term premia is increasing as the futures basis increasing. Sorting on open interest, we find only term premia show monotonic pattern across the sorts, and we cannot find any monotonic pattern across the sorts when sorted on liquidity.

We show that two factors, the market factor and the high-minus-low portfolio from basis sorts can explain the cross-section of spot premia. Only a single basis factor, the high-minus-low portfolio from basis sorts is needed to explain the term premia. As for single commodity futures, we find that that spot premia can be explained by market factor and basis high-minus-low factor and only a single basis factor is needed to explain the term premia.

Key words: commodity futures; risk premium; basis factor

目 录

第一章 导论	1
1.1 期货市场介绍	1
1.2 研究动机	2
1.3 研究方法	2
1.4 主要创新和不足	3
1.5 本文结构	4
第二章 文献综述	5
2.1 国外相关文献	5
2.2 国内相关文献	9
第三章 理论模型	13
3.1 期货定价模型	13
3.2 现货溢酬和期限溢酬	14
3.2.1 现货溢酬定义	14
3.2.2 期限溢酬定义	14
3.3 交易策略	14
3.4 基差与风险溢酬	16
第四章 数据和变量定义	20
4.1 数据说明	20
4.2 变量定义	21
第五章 风险溢酬的实证研究	23
5.1 风险溢酬的分解	23
5.2 风险溢酬与解释因子	25
5.2.1 基差与风险溢酬	25
5.2.2 持仓量与风险溢酬	27
5.2.3 流动性与风险溢酬	28
5.3 因素模型	30

5.3.1 基差组合风险溢价解释.....	30
5.3.2 基差因子检验.....	32
5.3.3 持仓额增长率因子检验.....	34
5.3.4 单个商品期货.....	36
第六章 结论	38
参考文献	40
致谢.....	44

Content

1 Introduction.....	1
1.1 Introduction of The commodity futures market.....	1
1.2 motivations.....	2
1.3 Methods	2
1.4 Innovations And Limitations.....	3
1.5 Structure of The paper.....	4
2 Literature review.. ..	5
2.1 Foreign Literature Review.....	5
2.2 Domestic Literature Review	9
3 Theoretical model	13
3.1 futures pricing model.....	13
3.2 spot premia and term premia	14
3.2.1 definition of spot premia.....	14
3.2.2 definition of term premia.. ..	14
3.3trading strategies.....	14
3.4futures basis and risk premia.....	16
4 Data and Variable definitions	20
4.1 Data Description	20
4.2 Variable definitions	21
5 Empirical Research on risk premia	23
5.1 An Anatomy of Commodity Futures Risk Premia.....	23
5.2 risk premia and factors	25
5.2.1futures basis and risk premia.....	25
5.2.2open interest and risk premia.....	27
5.2.3liquidity and risk premia.....	28
5.3 factor model.....	30
5.3.1basis facor model.....	30

5.3.2 test of basis factor model.....	32
5.3.3 test of open interest factor model.....	34
5.3.4 single commodity futures.....	36
6 conclusion	38
References	40
Acknowledgement	44

第一章 导论

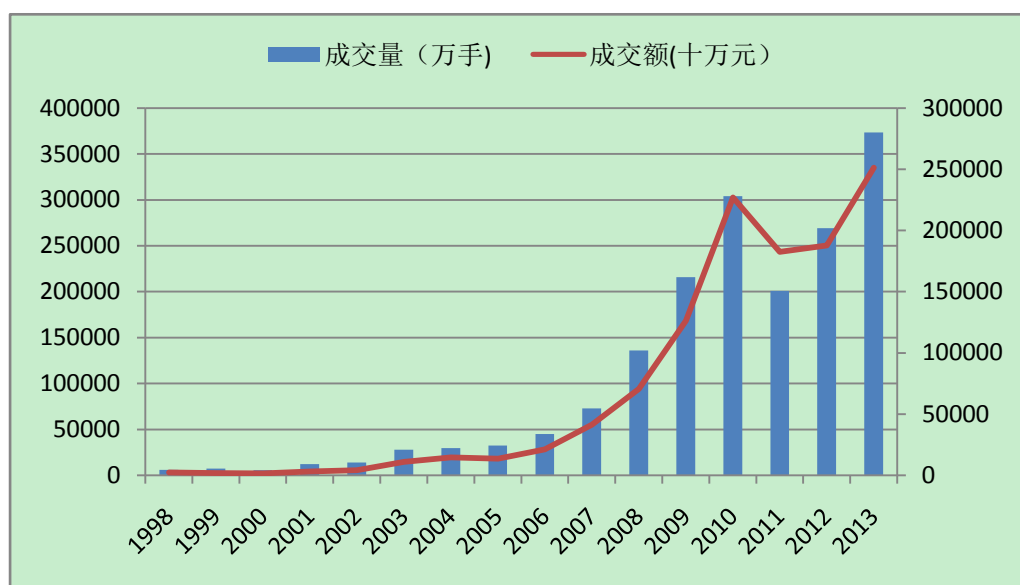
1.1 期货市场介绍

长期以来，价格发现和风险管理被认为是期货的主要功能之一，这是因为成熟的期货市场具有高效率的竞争性运行机制，能够快速反映出经济基本面变动的一些信息，形成真实性、准确性和权威性的价格，从而引导现货商品的价格变化。而期货的套期保值功能则为市场参与者提供了风险管理的有效手段。

期货市场作为规避风险的工具，在国外的产生和发展是由于生产者、参与者和中间商在为了避险获利时自发形成的产物。1984年，芝加哥期货交易所的成立意味着真正意义上的期货交易的诞生。而我国于1990年10月12日，经国务院批准，中国郑州粮食批发市场以吸纳或交易为基础，引入期货交易机制，作为我国第一个商品期货市场正式开业，迈出了我国期货市场发展的第一步。

从图1中可以看到，中国商品期货市场发展过程曲折，在最开始，交易量和交易规模都是十分小而且发展缓慢。直到2005年，交易规模才开始迅速发展。2005至2010年期间，交易量和成交额几乎成指数增长。除了交易量和交易额的增加，期货市场的交易品种也不断增加，从刚成立之初的一个品种到截止2014年1月的30多种，发展不断壮大。

图 1 商品期货市场的成交量和成交额



资料来源：国泰安数据库 <http://www.gtarsc.com/>

在这二十多年的发展中，期货市场的交易品种日益增多，而且成交规模日益扩大，这标志着在新的环境下我国期货市场有了相当大的发展，在我国经济发展中发挥着重要作用。可以说，期货市场已经成为我国金融市场和市场经济体系中不可或缺的组成部分。所以对期货市场进行深入的研究成为了必不可少的任务。

1.2 研究动机

期货合约是一种零初始成本合约，即它们不需要合约双方在签订合同时有初始投资。因此，期货的期望收益率(expected returns)也就仅仅由期货的风险溢酬(risk premia)组成。这就是说它的期望收益率等于风险溢酬。由于期货市场正是各个参与者为了避险和获利而建立存在的，未来期货价格变化将影响着公司的套期保值决策和金融机构的投资决策，所以对期货的风险溢酬有着深入的认识是至关重要的。

本文就是要从时间序列角度和横截面角度深入分析期货的风险溢酬。从横截面角度来讲，期货的风险溢酬包含两个层面的意思。第一，对于每种商品期货来说任何一个交易日都存在着多个正在市场交易的不同合约，且它们具有不同的到期日。所以，与债券类似，期货价格及其风险溢酬都存在各自的期限结构。第二，由于各种商品具有自己的特性，例如所属的部门不同，流动性不同，所以各个期货的价格变化有着自己的特性。一般的，学者们对期货风险溢酬的研究都是直接对期货风险溢酬的各个特性进行分析，然后使用影响因子对其进行解释与预测。本文则根据 Szymanowska et al(2014)^[1]的理论更加深入的研究了期货风险溢酬。

1.3 研究方法

本文在 Szymanowska et al(2014)^[1]的理论基础上，以我国商品期货市场作为研究对象，探讨了期货风险溢酬的构成，时变性以及其主要的解释因子。

首先，本文根据 Szymanowska et al(2014)^[1]的理论模型，将风险溢酬分解成了两个部分：现货溢酬(spot premia)和期限溢酬(term premia)。现货溢酬与标的商品价格风险相关，可以通过进入短期期货合约多头而得到。期限溢酬则是因为基差变化而产生，可以通过同时进入长期合约多头和短期合约空头而得到。本文通过持有合约到期或者滚动短期合约的多期(multiperiod)策略，得到这两种溢

酬。通过滚动短期合约，我们就将期货风险溢酬中的现货风险溢酬分离出来了，而将长期期货合约持有到期，则可以得到由现货溢酬和期限溢酬构成的期货风险溢酬。由于不同的风险溢酬意味着是对不同风险因子的补偿，所以这个分解是极其具有意义的。例如，对于原油期货来说，现货溢酬反映了原油现货价格的风险而期限溢酬则主要是隐含在便利收益（convenience yield）里的风险。与利率期限结构中存在的风险溢酬类似，期限溢酬也存在于基差（basis）的期限结构中。

第二，由于前文提到各种商品有着自己不同的特性，如流动性，基差等等不同，我们将根据这些特性把现货溢酬和期限溢酬排序分组观察基差，流动性等因子对它们的影响。

第三，经典的资本资产定价模型（CAPM）以及 Fama-French 三因子模型将股票收益率归于几个因子驱动，本文将对能够解释整个市场的现货溢酬和期限溢酬的因子进行探讨。

1.4 主要创新和不足

不同于以往的众多研究期货收益率的文献，本文的主要贡献和创新在以下几个方面：

第一，本文不仅根据不同因子的方法，对两种风险溢酬进行排序分组进行了组合的整体研究，并且也对单个商品期货进行了单独的研究。

第二，本文不仅用 HML 单因子模型对风险溢酬做了回归解释，并且引入了市场因子来对两种风险溢酬进行解释。本文发现了在组合层面，现货溢酬和期限溢酬可以被市场因子和 HML 因子解释。进一步，当对单个商品期货进行分析后，发现它们的现货溢酬和期限溢酬也能由上述两个因子进行解释。

第三，与 Szymanowska et al(2014)不同，本文采用了 Amihud 非流动性比率，而非 Amivest 流动性比率，来作为反映流动性的因子。根据计算公式，Amivest 流动性比率的分子是日收益率，当价格没有发生变化但存在交易量时，这时该比率就会出现极值。而使用 Amihud 非流动性比率可以避免分母为零的这种情况的出现，而且 Amihud 非流动性指标排除了未交易日。

第四，在国内一般都是对特定的商品期货进行本身特性的分析，而我是对国内市场进行一个整体的分析。

第五，本文实证所选取的样本期为2007年10月29日至2013年5月15日，横跨了5年时间，包括了次贷危机和欧债危机阶段，样本具有较强的波动性，包括了极具差异的经济时期，这对于研究在不同经济状况下的期货的风险溢酬提供了更加可信的结论。

本文的不足和进一步的工作有以下几点：

第一，从研究的精准性来说，本文应该对每个商品期货都加以研究，但尽管商品期货市场在1990年建立，由于发展坎坷，到2005年后其才迅速发展，商品期货种类逐渐增多。最终在时间跨度以及涵盖市场中的商品期货种类这两方面权衡取舍之后，本文选取的是2007年10月29日已经上市且当下还在继续交易的15种商品期货。所选取的品种并未覆盖整个市场，得出的结论可能稍有偏颇。

第二，虽然本文做了基差、持仓量以及流动性对现货溢酬和期限溢酬的影响的分析，但是可能还存在其他因子与这两种风险溢酬相关，所以还需要进一步去验证其他因子与它们的关系。

1.5 本文结构

本文一共分为七章，主要结构安排如下：

第一章为导论部分，介绍了期货市场的发展、本文的研究动机、研究方法以及主要创新与不足。

第二章为文献综述，阐述了国内外相关研究的发展状况。

第三章是期货价格的理论模型，对期货收益率进行了简单的分解。同时推导并解释了为什么基差是解释商品期货风险溢酬的变量。

第四章是数据说明和变量定义。

第五章是对现货溢酬和期限溢酬的实证分析。

第六章是结论。

第二章 文献综述

本文的研究是建立在大量关于商品期货研究的文献的基础之上。本文所进行的研究一共围绕风险溢酬的影响因素及其定价模型两个方面进行,本文将这两个方面的相关文献进行了一个整理。

2.1 国外相关文献

本文认为与 Campbell 和 Shiller(1988)^[2]对股票股息率的分析类似,期货定价公式的对数线性近似模型暗示期货的基差包含了期货期望收益率也即期货风险溢酬的信息。

19 世纪二三十年代,国外经济学者就已经注意到同一商品的现货价格和期货价格存在着差值。Keynes(1930)^[3]提出的仓储理论认为如果没有多余的流动库存,则现货价格就有可能大于期货价格,产生正常现货溢酬;而剩余储存则会促使期货价格升高到现货价格之上,产生期货溢酬。这溢酬必须等于储存这笔货物所需的商品折旧、仓储费用及储存期间的利息支出总和。这是最早提出的与基差相关的理论。

从实证上看,Fama 和 French(1987)^[4]首次研究了基差对期货风险溢酬的预测功能。他们发现当期货风险溢酬对基差进行回归时,基差的系数是显著不为零的,所以他们认为期货风险溢酬和基差存在一定的关系。Gorton 和 Rouwenhorst(2006)^[5]指出期货基差本身并不是收益来源,但是基差的变动却是包含了期货期望收益率的丰富信息。他们对所有商品期货合约根据基差大小分为两组,并且进行月度调整计算等权重收益率,实证表明,高基差组的年化收益率比低基差组要高出 10.04%。

在近期,越来越多的文献发现期货风险溢酬是可以预测的。一般来说,具有高基差的期货合约比具有低基差的期货合约会有更高的风险溢酬。Gorton,Hayashi 和 Rouwenhorst(2013)^[6]对期货历史收益率,历史现货价格变动与期货基差和期货未来风险溢酬的关系做了实证研究,通过将期货商品根据基差排序分组,发现高基差和低基差的年化收益率要相差 10%,确实如文中理论所示基差与期货未来风险溢酬具有很大的关系。进一步,他们发现具有较大基差的期货合约一般比较小基差的期货合约有更大的风险溢酬套期保值压力和动量。

Yang(2013)^[7]将较大基差的期货合约与较小基差的期货合约的风险溢酬的差值称为基差差值(basis spread)，他进入高基差组多头和低基差组的空头，并且每个月根据基差进行组合调整，他发现这样能获得 10%的年化收益。他认为高基差这个概念从某种意义上来说与货币的高的远期汇率是类似的，所以得出的结论与 Lustig 和 Verdelhan(2007)^[8]对外汇市场的研究结论类似。Lustig 和 Verdelhan(2007)^[8]对整个外汇市场的货币进行实证研究，发现外汇市场中具有高的远期汇率和低的远期汇率的货币之间会产生的收益率差值(return spread)。

与期货风险溢酬相关的第二个研究的变量是持仓量。与持仓量相关的介绍商品期货收益率可预测性的经典理论可以追溯到 Keynes(1923)^[9]的套期保值压力(hedging pressure)假设。他假设认为进入期货多头的投机者会要求从生产者(期货空头)那里得到一个正的期货溢酬，从而使得期货价格降低从而基差上升。Hirshleifer(1988,1990)^[10]假设了期货投机者面临固定的生产准备成本(set up costs)以及生产者无法对未来现金流分配股权。根据这个假设，他结合套期保值压力因素，对期货价格均衡模型进行了求解。这些市场的不完善导致承担这一个独特的生产风险的生产者会要求一个风险溢酬的存在。

从实证结果来看，Chang(1985)^[11]实证发现套期保值者的净头寸若为空头(多头)，则未来将会有有一个正(负)的期货期望收益率。Bessembinder(1992)^[12]的实证表明外汇期货和农产品期货的收益在控制了系统风险产生的影响后与套期保值者的净头寸仍然具有相关性。Chang,Chou 和 Nelling(2000)^[13]研究了农业市场的期货价格是否和大套期保值者和大投机者的净头寸有关。与一个随机基准的期望相比，他们发现在大投机者持有净多头的月份中，期货价格上涨的次数更多，而在大套期保值者持有净多头的月份中期货价格下跌的次数更多。同时，也存在着很多余这一观点相悖的实证结果 Gorton,Hayashi 和 Rouwenhorst(2007)^[14]实证发现在商品期货市场中投资者的头寸(持仓量)与期货价格以及库存是同期相关的。他们的实证中并未发现任何证据证明持仓量与事前风险溢酬是相关的，因此他们认为保值压力并不是时变风险溢酬的来源。在这些文章中，持仓量与价格之间的相关关系来源于套期保值压力产生的风险溢酬。Hong 和 Yogo(2012)^[15]使用期货市场的净空头寸作为套期保值压力的指标，发现期货的收益率的可预测性在整个时间序列中都是不显著的。他认为市场的风险吸收能力是有限的，价格会受

到市场供需的影响，其对新信息往往是反映不足的。持仓量则可以及时的反应这些新信息，因此持仓量的变动就会领先于价格，从而造成价对价格变化的预测作用。他们的模型认为由于期货市场的套期保值压力和向下倾斜的需求曲线，持仓量是期货价格上升的一个有效信号。

第三个变量是期货的流动性。流动性这一个概念最初起源于物理学。随着资本市场的发展，流动性被用于描述资产的迅速变为现金而不受或少受损失的能力。Stigler(1964)^[16]认为流动性是在价格没有明显波动的前提下市场吸收买卖定单的能力。流动性比较丰富的市场的特征：买卖报价总是存在，同时价差很小，大额交易可立即完成而且不对价格产生重大的影响。所以，市场流动性不仅反映为市场的交易能力，还反映为执行交易所需的成本。Wurgler(2000)^[17]证实，金融市场的流动性如果非常丰富，那么资产价格就能有效反应新信息。因而，资产配置的效果就越明显。Amihud(1986)^[18]，Datar,Naik和Radcliffe (1998)^[19]的研究表明，上市公司股票的流动性越好，则企业资本成本就越低，企业市场会越大。

期货市场的存在在于运行的基础也是流动性，它是衡量期货市场成熟与否、运行效率如何的重要指标。针对期货市场流动性的研究一部分是关于流动性的重要性、流动性的含义以及不同交易机制对流动性的影响等。Kyle(1985)^[20]也指出：市场流动性的最重要衡量指标是买卖价差，。作者认为买卖价差越小，就表示立即执行交易成本越小，那么市场流动性也就越好。Joost和Raymond(1998)^[21]在研究商品期货合约的成熟度时，对期货市场的流动性作了明确的解释。作者提出：如果交易者或者参与者可以迅速地买卖期货合约且他们的交易对于市场价格几乎没有影响，那么该市场就是富有流动性的。流动性不足将使得期货市场不能充分汇聚各方面信息，导致其价格发现功能、套期保值功能和资产配置功能难以实现。Lock和Sarkar(2001)^[22]研究了CBOT和CME的做市商对不同活跃程度的期货流动性的影响是否有所不同。

另外一些文献对流动性的研究还是主要集中对流动性与波动性的关系。Milonas (1986)^[23]通过实证研究，发现对于同一品种而言，流动性和价格的波动性成显著的反向变化。作者认为这是由于在流动性比较好的市场上，在市场价格上可以吸收较多的交易量，则每笔交易可以很快的在市场上成交，且交易对于市场价格的影响较小，因此市场价格的波动性较小。Joel(2004)^[24]通过对CME的四

种期货合约分析也得出相似的结论，即流动性较好的合约，交易对于价格的影响也是比较小的，那么价格的波动性也必然小的。这个结论和我们后面运用 Amihud 非流动性指标（Amihud (2002)^[25]）的原因是一致的。而针对期货市场流动性对期货风险溢酬的影响的文章特别少见，Szymanowska et.al^[1]根据 Amivest 流动性指标（Amihud, Mendelson, Lauterbach (1997)^[26]）将商品期货按照流动性进行排序分组，发现高流动性的组的商品期货将比低流动性组的现货溢酬要少 5.89% 至 9.4%，而期限溢酬则要多 0.49% 至 0.66%。本文将使用另外一个指标，即 Amihud 非流动性指标对我国的商品期货进行排序分组，研究现货溢酬和风险溢酬的结果。

最后我们探讨了期货收益率的定价因子的相关内容。我们的结论对现有文献对于市场层面定价因子的研究也有一定的作用。本文主要研究了是否存在一些共同的因子可以对整个期货市场以及各个商品期货的风险溢酬解释。而最经典的相关文献应该是 Fama 和 French (1993)^[27]，他们发现至少有 3 个因子，即动量因子，价值因子和规模因子，可以对股票，债券的收益率进行解释。然而，对于期货整个市场层面来说，到底存在哪些共同的因子可以对其风险溢酬进行解释还没有达成共识。早起的文献中，对期货风险溢酬因子的研究主要针对的是单个商品期货而非整个市场层面。De Roon et al(2000)^[28]使用系统因子和套期保值压力因子；来研究单个商品期货的风险溢酬。Acharya et al(2013)^[29]研究表明，由于资本流动的限制，套期保值压力和存货水平是而相互影响的，所以它们两者共同决定了期货风险溢酬。

而在整个市场层面，Bessbinder 和 Chan(1992)^[30]对期货市场的风险定价模型做了实证检验。实证结果表明 12 种商品期货的收益率是由两个潜在因子驱动的。这与 Lustig, Roussanov 和 Verdelhan (2011)^[31]的研究类似。作者发现外汇收益率可以只由高利率货币减去低利率货币组合的收益率这一个因子解释。由于高利率意味着低的期货价格，这个因素与期货持有成本相似。Yang(2013)^[7]实证发现商品期货市场层面存在一个“斜率因子”可以解释期货收益率：高基差组比低基差组的期货对这个因子有更大的载荷。斜率因子和 HML 因子相结合对期货收益率进行回归拟合，发现这两个因子联合起来解释了商品期货几乎全部的超额收益。而 Szymanowska et.al^[1]在市场层面上也对现货溢酬和期限溢酬进行了因子解释。他发现，使用高基差减低基差的组合的收益率可以解释市场层面的现货溢酬。而

使用另外两个因子则可以解释市场层面的期限溢酬。

2.2 国内相关文献

我国对期货的研究起步较晚，而对期货风险溢酬、基差、持仓量和流动性之间的关系的相关文献也较少。就基差研究而言，国内多数文献的研究主要是对基差自身的研究。奚惟华（1996）^[32]提出了如商品供给、市场需求等几个影响基差的因素。而对基差影响因素的研究方面，李春宇（2005）^[33]使用2004至2005年的数据，研究了我国大豆市场期货与现货序列，提出了ARMA模型并对基差进行了较好的拟合，并且也可以对基差进行预测。刘翔（2008）^[34]研究了伦敦金属期货交易所（LME）中三个月期货与现货价格之间的基差时间序列，从趋势层面和波动层面分析了仓储量、现货价格、市场利率这三个因素对基差的影响机制，得出的结论是：每个因素对基差的影响机制是有差别的，例如基差和波动受市场利率和现货价格的影响是正向的，而受仓储量的影响则是反向的。

与基差相关的另外一个部分文献是对期货基差套期保值的研究分析。基差交易的实质是套期保值者通过基差交易，将他们面临的基差风险通过协议基差的方式转移到现货交易中的对手上。这样，套期保值者通过基差交易就可以达到完全的保值目的。蒋美云（2001）^[35]将套期保值的存在风险分为基差风险、技术风险、市场深度、风险政策管理风险，并提出了相应的控制管理方法。作者通过对国内期货交易所的一部分期货的基差进行的量化分析，认为我国国内期货市场基差风险较大，套期保值成本较高。实证结果表明我国期货市场套期保值效果不理想，主要原因是我国商品期货的基差风险很大，套期保值交易量和持仓量普遍较小。宋军，赵鹰妍，凌若冰（2012）^[36]对该理论进行了扩展，他们对中国商品期货的四个代表性品种强麦、铜、橡胶和铝做了实证分析，指出随着套期保值者转让的风险溢酬增加，基差绝对值增加，这会吸引更多投资者进入市场分享“蛋糕”、导致期货的成交量增大。

对于持仓量的研究，国内还十分欠缺，并且大多数都是在GARCH框架下研究持仓量、成交量与价格波动率之间的关系。在国内，华仁海和仲伟俊（2004）^[37]对我国期货市场量价关系进行了初步研究，他们借助GARCH模型，分了两种情况研究了成交量和空盘量对期货价格波动的影响。他们的研究表明期货价格和

持仓量及空盘量存在一定的关系。周志明，唐元虎，施丽华（2004）^[38]的实证研究结果表明持仓量与收益率波动之间是负相关的，交易量与收益率波动是正相关。他们的研究表明未预期部分对收益率波动的影响更大，且未预期部分的正负变动对收益率波动的影响程度是不对称的。这说明未预期和预期的交易量、持仓量对收益率波动的影响具有很大的差异。徐剑刚、唐国兴（2006）^[39]研究了不同市场状态下铜期货收益波动与期货交易量以及期货市场深度之间的关系。他们的结果表明交易量对期货收益的波动有显著的正向的影响。在不同的市场状况之下，持仓量对期货价格波动的影响方向是不一样的。具体来说，在交易量大的市场状况下，持仓量的存在不能够减缓市场波动，而在交易量小的市场情况下，持仓量的存在却能够减缓市场波动。李丹、蔡义杰（2009）^[40]对上海期货市场燃料油、铜、铝期货收益及波动与成交量的动态关系进行实证研究，他们采用分位数回归方法，结果发现收益与波动以及成交量之间存在明显的相关关系。戴毓，周德群（2009）^[41]研究了我国燃料油期货市场的价格波动与成交量和持仓量之间的关系，他们采用模型、方差分解以及脉冲响应函数等方法进行了分析，得到以下结论：在单独考虑成交量时，成交量可以解释价格波动，而且根据上一期成交量的变动，能够预测下一期的价格波动。进一步，他们认为当期持仓量对价格波动具有很强的吸收作用，即持仓量增大时，期货价格波动将随之减小；但滞后期持仓量的变动无法解释期货价格的波动性，因此无法根据持仓量的历史数据来预测未来的价格波动。同时考虑成交量和持仓量后，当期成交量表现出很强的解释作用，若当期成交量减小，则价格波动也减小，反之则增大。在成交量增加、而持仓量没有增加时对价格波动的影响大于当期持仓量在成交量和持仓量同时增加时对价格波动的影响。滞后期的持仓量和成交量对价格波动都没有显著的影响。白东辉，杨栓军（2010）^[42]研究了期货价格、持仓量和成交量之间的相关性，他们利用GARCH模型以及利用协整检验和ECM模型研究了三者之间的长期溢出效应和均衡关系。在数据方面，他们选取了2006年1月4日到2009年6月30日上海期货市场交易的铜、铝期货价格、持仓量及成交量的日数据，对数据进行处理后，利用GARCH模型进行分析研究。他们发现铜铝期货的价格和滞后期和当期的持仓量、成交量之间存在显著的相关关系。

国内文献对流动性的研究主要包括在流动性衡量指标的构建与相应的实证

研究方面。童宛生、管炎彬(2002)^[43]从宏观和围观两个层面提出了衡量期货市场流动性的指标：宏观指标包括了期限比率、价格波动性、交易量、持仓量、交割吕和价格波动性；微观层面指标包括市场深度、大笔交易的影响力和买卖价差。李慕春、张国元(2003)^[44]研究了大连商品交易所豆粕、大豆期货市场的宽度和市场深度。他们认为：从流动性衡量的准确性上来说，日均交易量比日均持仓量对能更准确的衡量大豆期货的流动性。大豆期货合约的流动性随着上市时间的变化而出现周期变化的规律；进一步，他们发现大豆合约在每个交易日内也存在流动性规律。他们发现除了开盘时间外，大豆合约在其他时间内保持了一致的较高的流动性水平，不存在上下午的分别。申唯正(2004)^[45]用流动性比率指标对上海交易所的天然橡胶和铜期货的流动性进行了对比。刘洋和胡坚(2005)^[46]研究了我国大豆和小麦期货2000年到2004年的流动性，并对流动性进行了计算，实证研究了流动性和价格波动性的关系。李慧茹（2007）^[47]对我国棉花期货市场进行了研究。他们选取持仓量、交易量、期现比率和价格波动性作为衡量指标，实证分析了棉花期货市场的流动性。李泽海、刘海龙（2012）^[48]理论和实证分析了期货合约流动性度量方法。作者认为例如Amivest流动性比率的量价结合模型以最大价差反映流动性紧度；在价剧烈波动时，特别是发生涨跌停板时，会过度放大紧度对流动性变化的影响，这会导致流动性度量偏差。他们通过对沪铜期货合约交易数据的实证分析，提出了修正的E-Amivest流动性比率。他们用波动率替代最大价差，实证分析表明E-Amivest方法能够有效地解决紧度比重过大的问题。在E-Amivest基础上，作者分析了持仓量变化对期货合约流动性的影响，提出了量仓比率模型以同时反映期货合约的交易量特征和持仓量特征。实证结果表明，量仓比率可以为期货市场的风险分析和交易管理提供有效的技术手段。

国内的因子模型的研究主要还是关注在股票市场上的运用。阳建伟、蒋馥（2004）^[49]对公司进行了研究。他们采用Fama-French的因子组合构造方法，发现公司规模并没有显现出解释力，但是账面市值比却有显著的解释力。邓长荣、马永开（2006）^[50]对我国深圳证券市场的数据进行了实证分析，结果表明Fama-French三因子模型在我国是成立的。利用DF检验，他们对3个回归系数的稳定性进行检验，他们对回归系数的预测性用ARMA和GARCH模型进行了研究。研究发现回归系数的稳定性和模型的结构稳定性都较差，但是ARMA和GARCH

对模型的预测效果很好。张子余（2011）^[51] 估计了Fama-French三因子模型的系数并进行检验。他们按照1年和5年为周期分别滚动回归，结果发现估计周期并非越长越好，周期的延长虽然减小了样本误差但是也可能增大结构性变化的概率。

从上文阐述来看，国内外学者们对期货已经做了大量研究，而我们的研究也是基于他们的研究基础之上。总体来看，国外学者对期货风险溢酬和基差、持仓量和流动性之间的关系研究比较多。但是还是有一些方面相关研究较少。首先，较少学者将期货风险溢酬分为现货溢酬和期限溢酬两部分，并且对他们进行研究。其次，尽管较多学者已经发现了基差对期货风险溢酬的影响，也使用排序分组方法对它们进行研究，但是较少学者从整个市场将风险溢酬对基差 HML 因子做回归，更别提是对根据持仓量构造的持仓额增长率 HML 因子的回归。

而国内学者对于期货市场的研究还主要集中于期货市场的机制、效率等。对基差的研究也大多数集中于基差自身的影响因素以及对套期保值的影响。而国内对持仓量的研究还十分欠缺，并且大多数都是研究持仓量、成交量与价格波动率之间的关系。而流动性方面的研究主要是对期货市场流动性的指标进行了分析，在此基础上，通过这些指标，对期货市场的流动性状况加以实证比较，分析流动性水平的变化情况。国内因子模型还主要运用在我国股市的研究上。总的来说，将基差、持仓额和流动性与风险溢酬相联系起来的研究还是稀少的，也很少有学者构建基差HML因子和持仓额增长率HML因子且研究他们对期货风险溢酬的解释力。

最后，本文的研究不是仅仅对单个商品各自性质的研究，而是对整个期货市场的风险溢酬的研究。同时本文将会考虑基差、持仓额和流动性对风险溢酬的影响。通过对可能影响分先溢酬的各个因子进行排序分组研究，并且存在明显规律的因子构造风险溢酬市场组合因子和HML因子以实证发现风险溢酬的解释因子。我们的结论对现有文献对于市场层面定价因子的研究有一定的作用。

第三章 理论模型

本文将参照 Szymanowska et al^[1]的理论模型对期货的风险溢酬进行分解。以下是对此理论模型的详细阐述。

3.1 期货定价模型

由于期货是零初始成本合约，我们可以知道期货的期望收益率（expected returns）也就是它的风险溢酬（risk premia）。下文中将根据需要交替使用这两个词。

首先，我们将对期货期望收益率做一个简单的分解，来说明在期货市场里存在的弥补不同类风险而产生的风险溢酬（如果是负的，那么就是折价）。 S_t 表示期货合约标的商品的价格在 t 时刻的价格， $F_t^{(n)}$ 表示在 $t+n$ 时刻交割的合约在 t 时刻的期货价格。商品每期的存仓成本，用现货价格的一个百分比 $U_t^{(n)}$ 来表示，以及现金收入为 C_{t+n} 。这个现金收入是商品的拥有者由于商品的便利收益而带来的净现金流入。本文假设现金收入是在 t 时刻是已知的在 $t+n$ 时刻发生的现金流。持有成本模型(Fama 和 French(1988)^[52])认为期货价格由下述公式可以得到：

$$F_t^{(n)} = S_t(1 + RF_t^{(n)})^n(1 + U_t^{(n)})^n - C_{t+n} \quad (1)$$

其中 $RF_t^{(n)}$ 表示在 t 时刻的 n 期无风险收益率，正好和期货合约的到期日相匹配。我们也可以使用同样的成本持有关系来定义每期的期货对数基差，即百分比基差， $y_t^{(n)}$

$$F_t^{(n)} = S_t \exp\{y_t^{(n)} \times n\}, \quad (2)$$

从上式可以得到：

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \ln\left\{(1 + RF_t^{(n)})^n(1 + U_t^{(n)})^n - \frac{C_{t+n}}{S_t}\right\} \quad (3)$$

上述的对数基差也被称为期货持有成本。这样， $y_t^{(n)}$ 表示在从现在 t 至到期日 $t+n$ 时刻每期持有成本，类似于债券的 n 期的到期收益率。如果持有成本模型

是对的，那么它由 n 期的无风险利率 $RF_t^{(n)}$ ，以及另外一些可能存在的变量，例如存仓成本 $U_t^{(n)}$ 和便利收益 C_{t+n} 决定，这取决于相关资产的性质。同时， $y_t^{(n)}$ 也是对数期货价格期限结构的斜率，通过求解（2）式就能得到这个结论。本文以下内容中指的基差就是指 $y_t^{(n)}$ 。

3.2 现货溢酬和期限溢酬

3.2.1 现货溢酬定义

定义 1 现货风险溢酬 $\pi_{s,t}$ ：现货一期的期望收益率超过期货一期基差的部分，即

$$\begin{aligned}\pi_{s,t} &= E_t[r_{s,t+1}] - y_t^{(1)} \\ &= E_t[\ln(S_{t+1}) - \ln(S_t)] - y_t^{(1)} = E_t[s_{t+1} - s_t] - y_t^{(1)}\end{aligned}\quad (4)$$

在上式中，由于期货到期日时，期货价格将收敛于现货价格，即 $F_{t+1,t+1} = S_{t+1}$ ，所以我们得到第三个等号的右边。

其中，我们根据 t 时刻的已知信息取条件期望 $E_t[\cdot]$ ，并且用小写字母表示对数价格。现货风险溢酬 $\pi_{s,t}$ ，是期望收益率超过短期基差的部分，类似于股票收益率超过短期利率的部分。

3.2.2 期限溢酬定义

定义 2 期限溢酬 $\pi_{y,t}^{(n)}$ ：期限溢酬是对基差期限结构预期假设的偏离，即：

$$\pi_{y,t}^{(n)} = y_t^{(1)} + (n-1)E_t[y_{t+1}^{(n-1)}] - ny_t^{(n)} \quad (5)$$

从（5）式我们可以得出一个结论：如果基差不发生偏离，那么期限溢酬就等于零。

3.3 交易策略

下文主要阐明如何通过不同的期货交易策略来得到现货风险溢酬和期限风险溢酬。第一，根据公式（2）和在交割日期货价格收敛于现货价格这个事实，我们发现通过进入一期期货合约的多头就能得到现货溢酬， $r_{fut,t+1}^{(1)}$ 是期货合约从 t

时刻开始至到期日 $t+1$ 时刻的收益率，则得到

$$\begin{aligned} E_t[r_{fut,t+1}^{(1)}] &= E_t[\ln(F_{t+1}^{(0)}) - \ln(S_t)] \\ &= E_t[s_{t+1} - f_t^{(1)}] = E_t[s_{t+1} - s_t - y_t^{(1)}] = \pi_{s,t} \end{aligned}, \quad (6)$$

由于上文推导得出期货的风险溢酬由现货溢酬和期限溢酬组成。而从等式(6)我们发现一期的期货风险溢酬正好等于现货溢酬。所以，我们可以立刻得到 $\pi_{y,t}^{(1)} = 0$ ，也就是说，一期期货合约的期望收益率并不包含期限溢酬。

第二，我们考虑收益率 $r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)}$ ，它表示在 t 时刻买入到期时刻为 $t+n$ 的 n 期货合约，并且将其持有 n 期到期的期货收益率。我们将其称为持有收益率，它在 t 时刻的条件期望如下：

$$\begin{aligned} E_t[r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)}] &= E_t[\ln(F_{t+n}^{(0)}) - \ln(S_t)] = E_t[s_{t+n} - f_t^{(n)}] \\ &= E_t[(s_{t+n} - f_{t+n-1}^{(1)}) + (f_{t+n-1}^{(1)} - f_{t+n-2}^{(2)}) + \dots + (f_{t+1}^{(n-1)} - f_t^{(n)})] \\ &= \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{s,t+j}] + \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{y,t+j}^{(n-j)}], \end{aligned} \quad (7)$$

由等式(7)可得，持有策略的期望收益率是至 $t+n$ 到期的所有剩余期限的期望现货风险溢酬和期望期限溢酬的总和。值得注意的是，等式(7)的期望收益率包含在 t 时刻对现在以及未来开始的周期的风险溢酬的期望。由于这些风险溢酬是时变的，这就意味着 n 期期望收益率不会等于将每期的期望收益简单加总。

第三，我们不考虑简单地持有剩余期限为 n 期的期货合约至到期日。相反的，我们考虑连续投资 n 期剩余期限为一期的期货合约，也就是说，每期滚动投资剩余期限为一期的期货合约。那么每个合约的收益率为 $r_{fut,t+j}^{(1)}$ ， $j=1,2,\dots,n$ 。我们可以得到 n 期滚动策略的期望收益率为

$$\text{滚动收益率: } E_t[\sum_{j=1}^n r_{fut,t+j}^{(1)}] = \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{s,t+j}], \quad (8)$$

显然，这个策略的期望收益率仅仅有期货的现货溢酬组成。同时，我们发现等式(8)与等式(7)中的现货溢酬部分是一样的。需要再一次提的是，如果风险溢酬是时变的，那么等式(8)中的现货溢酬部分与等式(6)中的一期现货风险溢酬的 n 倍是不一样的。

再一次对比等式(7)与(8)中的期望收益率，我们发现可以通过持有 n 期

的期货合约多头并且进入 n 期滚动策略的空头来分离出期限风险溢酬，本文中我们将它称为超额持有收益率（excess holding returns），它的期望为

$$\text{超额持有: } E_t[r_{fut,t \rightarrow t+n}^{(n)} - \sum_{j=1}^n r_{fut,t+j}^{(1)}] = \sum_{j=0}^{n-1} E_t[\pi_{y,t+j}^{(n-j)}], \quad (9)$$

从本质上来说，这与通过不断短期滚动融资用来持有长期债券至到期类似。超额持有期望收益由所有在 $t+n$ 时刻到期的各个不同剩余期限的期货合约的期望期限溢酬组成。

这样，通过不同的交易策略，我们就把期望滚动收益率和期望超额持有分离出来；也就是说，我们就把现货溢酬和期限溢酬分离出来了。

3.4 基差与风险溢酬

在有关商品期货的文献中，将期货期望收益率与（对数）基差或者持有成本联系起来也是非常普遍的（例如，Fama(1984)^[52]，Erb 和 Harvey(2006)^[53]，Yang(2013)^[7]，Gorton, Hayashi 和 Rouwenhorst(2013)^[6]）。

股票以及其他市场中的现值关系可以为我们基差的使用提供动机，将基差和期货风险溢酬联系起来，这与 Campbell 和 Shiller's(1988)^[2] 对于股息率和股票收益率的分析类似。为了发现这个关系，我们从等式（1）的持有成本模型开始讨论。我们将 C_{t+1}/S_t 作为一个估值比率，并且用对数-线性近似将基差和期货期望收益率联系起来。

为了便于解释，我们假设无风险利率和储藏成本在整个期货合约剩余期限内是常数。那么，我们根据等式（1），可以得到剩余期限为了一期的期货合约的收益率为

$$R_{fut,t+1}^{(1)} = \frac{S_{t+1}}{F_t^{(1)}} = \frac{S_{t+1}}{S_t(1+RF)(1+U) - C_{t+1}}, \quad (13)$$

从式（13）中可以发现，现金支付发生在分母而非在分子上并且现货价格 S_t 以无风险利率和储藏成本率进行复利。将式（13）取对数，我们可以得到

$$\begin{aligned} r_{fut,t+1}^{(1)} &= \ln\left(\frac{S_{t+1}}{F_t^{(1)}}\right) = \ln S_{t+1} - \ln(S_t(1+RF)(1+U) - C_{t+1}) \\ &= s_{t+1} - s_t - \ln((1+RF)(1+U) - \frac{C_{t+1}}{S_t}). \end{aligned}$$

根据式 (5), 我们知道上述等式的期望是现货溢酬 $\pi_{s,t}$ 。

下面我们将上述计算一般化处理。我们将式 (13) 改写成 n 期合约 n 期持有收益率:

$$R_{F,t \rightarrow t+n}^{(n)} = \frac{S_{t+n}}{F_t^{(n)}} = \frac{S_{t+n}}{S_t(1+RF)^n(1+U)^n - C_{t+n}}.$$

两边取对数, 得到

$$\begin{aligned} r_{f,t \rightarrow t+n}^{(n)} &= \ln\left(\frac{S_{t+n}}{F_t^{(n)}}\right) = \ln S_{t+n} - \ln(S_t(1+RF)^n(1+U)^n - C_{t+n}) \\ &= \ln S_{t+n} - \ln\left(S_t((1+RF)^n(1+U)^n - \frac{C_{t+n}}{S_t})\right) \\ &= s_{t+n} - s_t - \ln\left((1+RF)^n(1+U)^n - \frac{C_{t+n}}{S_t}\right). \end{aligned}$$

我们注意到, 根据我们的模型, 最后一项是 $y_t^{(n)}$ 。再次使用对数收益率, 我们可以将上式写改为

$$\begin{aligned} r_{f,t \rightarrow t+n}^{(n)} &= s_{t+n} - s_t - \ln\left((1+RF)^n(1+U)^n \left(1 - \frac{C_{t+n}/S_t}{(1+RF)^n(1+U)^n}\right)\right) \\ &= s_{t+n} - s_t - n(rf+u) - \ln(1 - \exp(c_{t+n} - s_t - n(rf+u))). \end{aligned}$$

根据 Campbell 和 Shiller(1988), 上式的右边的最后一项, $n(rf+u) - ny_t^{(n)}$, 使用泰勒一节展开可以得到:

$$\begin{aligned} &\ln(1 - \exp(c_{t+n} - s_t - n(rf+u))) \\ &\approx \ln(1 - \exp(\overline{c_n - s_n - n(rf+u)})) + \frac{\exp(\overline{c_n - s_n - n(rf+u)})}{1 - \exp(\overline{c_n - s_n - n(rf+u)})} \times (c_{t+n} - s_t - \overline{c_n - s_n}). \end{aligned}$$

定义 $\rho_n = 1/(1 - \exp(\overline{c_n - s_n - n(rf+u)}))$, 则对数期货收益率可以写成:

$$\begin{aligned} r_{f,t \rightarrow t+n}^{(n)} &\approx \kappa_n' + s_{t+n} - s_t - n(rf+u) + (1 - \rho_n)(c_{t+n} - s_t - n(rf+u)) \\ &= \kappa_n' + s_{t+n} - \rho_n s_t - \rho_n n(rf+u) + (1 - \rho_n)c_{t+n} \\ \theta_n r_{f,t \rightarrow t+n}^{(n)} &\approx \kappa_n + \theta_n (s_{t+n} - n(rf+u)) + (1 - \theta_n)(c_{t+n} - n(rf+u)) - s_t \end{aligned}$$

上式中, θ_n 包含了所有的常量 (包括 rf 和 u), 且 $\theta_n = 1/\rho_n$ 。

根据 Campbell 和 Shiller(1988)^[2], 我们可以解得:

$$s_t = \frac{\kappa_n}{1 - \theta_n} + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_n^j \left\{ (1 - \theta_n)c_{t+n+j} - r_{f,t+j \rightarrow t+(j+1)n}^{(n)} - n(rf+u) \right\}.$$

注意到对于 $0 < \theta_n < 1$, $\frac{C_{t+n}/S_t}{(1+RF)^n(1+U)^n}$ 的均值必须在 0 和 1 之间。这就意味着,

平均的现金收益必须大于零, 而且, 现金收益不能超过现货价格以无风险复利和持仓成本计算后的值。两边去期望后整理可以得到

$$s_t - c_{t+n} = \frac{\kappa_n}{1-\theta_n} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta_n^j \left\{ \Delta c_{t+(j+1)n} - r_{f,t+jn \rightarrow t+(j+1)n}^{(n)} - n(rf + u) \right\} \right].$$

两边同时提取 $n(rf + u)$, 并且根据现货溢酬和期限溢酬的定义, 我们可以得到

$$y_t^{(n)} \approx s_t + n(rf + u) - c_{t+n} = \frac{\kappa_n}{1-\theta_n} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta_n^j \left\{ \Delta c_{t+(j+1)n} - \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{s,t+i} - \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{y,t+i}^{(i)} \right\} \right] \quad (14)$$

其中, κ_n 和 θ_n 的下标 n 表示这些参数取决于到期期限 n 的选择。

从上式我们发现对 n 期合约来说, 我们可以发现 n 期基差 $y_t^{(n)}$ 包含现货溢酬和期货溢酬的信息, 这样我们就可以说 $y_t^{(n)}$ 是现货溢酬和期限溢酬的一个相关的变量。当 $n=1$ 时, 我们简化就可以得到

$$y_t^{(1)} \approx \frac{\kappa}{1-\theta} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j \left\{ \Delta c_{t+j+1} - \pi_{s,t+j} \right\} \right], \quad (15)$$

等式 (15) 显示当期基差中包含关于未来现金收益率增长和未来现货溢酬的信息。从中得到 $y_t^{(1)}$ 是现货溢酬的一个解释变量。其中 κ 包含着由于线性化产生的常量。对于 $0 < \theta < 1$, 我们必须假设平均现金收益率是严格大于 0 的并且不能超过现货价格以无风险利率和储藏成本复利后的结果。对于股票的研究, 存在的类似假设是平均股息支付不能超过股票现价以无风险利率复利后的结果。如果平均现金收率几乎为零的话, 那么基差将会是常量, 自然也不会包含任何一个风险溢酬的任何信息。

与股票价格的股息率和债券的收益率曲线类似, 式 (14) 认为商品期货基差可以预测期货 (超额) 收益率。所以, 基差是解释商品期货风险溢酬的变量。至于基差对时变的风险溢酬或者现金收益率增长的解释程度, 这需要我们后面的实证去鉴定。而在研究期货风险溢酬的文献中, 有相当一部分实证发现流动性, 持仓量也与期货的风险溢酬相关。所以下文实证中, 我将它们作为另外的因子, 与

基差进行效果比较。

第四章 数据和变量定义

4.1 数据说明

尽管我国商品期货市场在 1990 年建立，由于发展坎坷，到 2005 年后才迅速发展，商品种类逐渐增多。最终在时间跨度以及涵盖市场中的商品种类这两方面权衡取舍之后，本文选取的是 2007 年 10 月 29 日已经上市且当下还在继续交易的 15 种商品。由于本文将两个月作为一期，为了在滚动合约的可操作性，本文将奇数月不连续的商品剔除，最终得到的是本文以下所用到的 15 种商品。它们的期货数据样本期为 2007 年 10 月 29 日至 2013 年 5 月 15 日，其中包括商品期货的结算价、持仓量、成交金额的日数据，数据来源于国泰安数据库。本文使用上述数据构造双月收益率，基差、持仓额增长率，Amihud 非流动性比率。

由于期货合约的交割月份并不是均匀的分布在一年中，可交割月份由 6 个月到 12 个月不等，使用双月数据可以使得我们的合约的交割月份更加均匀分布。我们使用离交割月还剩两个月的期货合约构造一期（两个月）期货收益率，另外构造持有至交割月为 4 个月，6 个月和 8 个月的期货收益率。我们把剩余期限为两个月作为剩余一期到期，四个月为两期，以此类推。表 1 展示的是本文所选取的 15 种商品期货及它们各自的可交割月份和本文使用的交割月份。由于本文将两个月作为一期，为了在滚动合约的可操作性，合约的选取的方法是：如果商品全年每个月都可交割，则选取所有的交割月的合约。如果并不连续，则本文选取奇数月份的合约，不考虑偶数月份交割的合约。最终得出了表 1。

表 1 商品期货数据

合约名称	合约代码	可交割月份	使用的交割月
铝	AL	1-12	1-12
棉花	CF	1,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12	1,3,5,7,9,11
铜	CU	1-12	1-12
精对苯二甲酸	TA	1-12	1-12
白糖	SR	1,3,5,7,9,11	1,3,5,7,9,11
强麦	WS	1,3,5,7,9,11	1,3,5,7,9,11
豆油	Y	1,3, 5,7,8,9,11,12	1,3,5,7,9,11
菜籽油	OI	1,3,5,7,9,11	1,3,5,7,9,11
豆粕	M	1,3, 5,7,8,9,11,12	1,3,5,7,9,11
黄大豆 2 号	B	1,3,5,7,9,11	1,3,5,7,9,11
线性低密度聚乙烯	L	1-12	1-12
橡胶	RU	1,3, 4,5,6,7,8,9,10,11	1,3,5,7,9,11
锌	ZN	1-12	1-12
玉米	C	1,3,5,7,9,11	1,3,5,7,9,11
棕榈油	P	1-12	1-12

4.2 变量定义

对每一个商品期货合约，我们计算出连续的双月的期货对数收益率。本文首先按如下的方法计算得到每个商品期货的全质押头寸（fully collateralized position，即全额保证金）收益率。这就是说，假设在签订期货合约的时候，多头要支付一笔等于期货合约价格的现金以消除对手风险。对于某个商品期货，假设 $F_t^{(n)}$ 为剩余期限为 n 期的期货合约在 t 时刻的价格， F_{t+n} 表示这个期货合约在到期日 $t+n$ 时刻的价格。那么期货的持有到期收益率 r 为

$$r = \ln\left(\frac{F_{t+n}}{F_t^{(n)}}\right)$$

由于交割月的期货价格会因为临近交割日而变得波动非常大,所以我们假设持有至交割月前一个月的最后交易日。这样我们剔除了交割月的期货价格,为了计算合约滚动收益率,首先按照大多数文献的滚动交割的方法对一期的合约进行滚动持有策略。同样,为了防止交割月的价格出现异常,我们在交割月的前一个月的最后交易日进行滚动进入下一个一期合约。

本文使用最近到期合约的期货价格作为现货价格的替代,原因如下:第一,在临近最后交易日时,期货价格会收敛于现货价格。第二,由于商品现货市场的流动性不足,很多商品的现货数据频率过低,甚至某些商品的现货数据根本无法得到。第三,现有文献普遍采取用最近到期合约的期货价格作为现货价格进行实证研究。所以本文也采取了现有文献比较普遍的做法,即用最近到期合约的期货价格作为现货价格的替代。根据等式(2)计算出剩余期限为 n 期的合约在 t 时刻的基差:

$$\text{basis} = \frac{1}{n} \ln \left[\frac{F_t^{(n)}}{S_t} \right] = \frac{1}{n} \ln \left[\frac{F_t^{(n)}}{F_t^0} \right]$$

在得到每个商品期货的收益率后,我们根据因子排序分组,构造等权重的期货商品组合收益率,即每个分组的收益率为组内每个商品期货收益率的均值。这个平均的收益率需要每期根据条件进行重新分组计算得到。

第五章 风险溢酬的实证研究

5.1 风险溢酬的分解

表 2 展示了每种商品期货的滚动收益率。根据前文的理论模型且根据式(7)，本文将 15 种商品期货的收益率进行了分解并且年化，最终得出了下表。通过持有离交割月还剩两个月的期货合约以及不断向前进行合约的滚动持有，我们得到了一期到 4 期的滚动收益率，并计算了每个期限的年化标准差。滚动收益率是对现货溢酬的一个直接估计。

表 2 各个商品期货年化滚动收益率和标准差

		年化均值收益率				年化标准差			
		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
滚动 收益率 (rolling return)	铝	-2.19%	-2.14%	-1.46%	-4.12%	15.89%	17.00%	13.96%	15.68%
	棉花	-3.72%	-3.70%	-3.18%	-3.02%	25.67%	27.65%	30.42%	31.02%
	铜	12.45%	12.58%	12.68%	19.08%	31.11%	38.86%	42.90%	44.24%
	PTA	-1.14%	-0.92%	-0.66%	-0.59%	8.82%	8.56%	7.81%	7.28%
	白糖	6.85%	5.65%	5.05%	4.14%	24.55%	23.97%	24.67%	24.62%
	强麦	-13.73%	-13.36%	-12.98%	-13.35%	11.95%	11.81%	11.72%	12.42%
	豆油	6.71%	7.81%	8.16%	8.75%	32.06%	35.48%	38.08%	39.72%
	菜籽油	-0.96%	-0.68%	-0.2%	-0.43%	24.87%	27.42%	27.51%	26.87%
	豆粕	14.94%	14.23%	13.42%	12.94%	28.30%	28.28%	28.08%	27.12%
	黄大豆 2 号	8.16%	7.51%	7.97%	8.18%	24.27%	27.27%	27.93%	28.48%
	LLPDE	-6.51%	-5.89%	-5.9%	-6.21%	36.85%	35.54%	32.50%	30.46%
	橡胶	3.82%	2.61%	4.68%	5.55%	33.31%	33.99%	31.95%	29.14%
	锌	-13.02%	-14.07%	-14.41%	-14.34%	31.47%	32.41%	33.69%	34.78%
	玉米	-7.02%	-6.58%	-6.41%	-6.30%	11.36%	10.83%	10.99%	11.08%
	棕榈油	-20.54%	-20.17%	-19.34%	-18.43%	34.03%	37.04%	38.20%	37.09%

表 2 显示了每个商品期货短期滚动收益率的均值以及标准差。短期滚动收益率分离出了商品期货的现货风险溢酬部分。从上表中可以看到，大多数商品的短

期滚动收益率都呈现出递增或递减的规律。根据前文理论模型可以得知，期望短期滚动收益率随到期期限变化是由于现货溢酬是时变的。各个商品期货之间的差异是特别明显的。商品期货年化的现货溢酬均值由最高商品期货铜的 19.08%到最低的棕榈油-20.54%。

表 3 展示的每种商品期货的超额持有收益率。首先通过持有离交割月还剩两个月的期货合约以及将不断向前进行滚动，得到每个期限的滚动收益率。其次我们计算了到期期限为一期到 4 期的持有收益率。根据式 (9)，我们从持有收益率中减去相应的滚动收益率，得到了超额持有收益率。超额持有收益率是对期限溢酬的一个直接的估计。表 3 呈现的是 1 期到 4 期的超额持有收益率，并计算了每个期限的年化标准差。

表 3 各个商品期货年化超额持有收益率和标准差

		年化均值收益率			年化标准差		
		n=2	n=3	n=4	n=2	n=3	n=4
超额持有收益率(Excess holding Return)	铝	-0.39 %	-0.13%	-0.02%	2.50%	4.50%	5.18%
	棉花	0.77%	1.02%	1.65%	4.25%	5.58%	7.23%
	铜	-1.26%	-2.09%	-3.89%	2.58%	4.25%	9.81%
	PTA	0.05%	0.23%	0.67%	7.04%	8.46%	8.17%
	白糖	-1.78%	-3.56%	-4.27%	4.31%	5.13%	6.85%
	强麦	0.55%	1.78%	3.49%	2.68%	3.82%	5.72%
	豆油	-2.06%	-2.51%	-2.49%	5.11%	6.88%	8.50%
	菜籽油	0.39%	-0.21%	-0.99%	8.21%	10.59%	12.06%
	豆粕	-1.45%	-2.22%	-3.19%	6.66%	9.42%	11.8%
	黄大豆 2 号	-1.29%	-1.5%	-0.83%	10.49%	12.08%	13.52%
	LLPDE	-4.97%	-2.57%	-5.25%	13.79%	8.6%	17.03%
	橡胶	-0.85%	-0.74%	-2.31%	6.50%	11.01%	12.01%
	锌	-0.06%	-0.1%	-0.14%	1.95%	3.19%	3.39%
	玉米	2.82%	3.98%	4.60%	4.36%	4.56%	4.83%
	棕榈油	2.73%	4.78%	6.66%	9.75%	12.54%	13.30%

表 3 显示了每个商品期货期限溢酬的均值以及标准差。我们将它们与第一部分的现货溢酬相比较,可以发现,几乎所有商品的期限溢酬比现货溢酬大约小了一个数量级并且所有商品的年化的期限溢酬都不超过 5%。

5.2 风险溢酬与解释因子

近期的大量研究商品期货的文献里,排序分组方法已经被广泛采用来研究不同的因素对收益率的影响(例如, Dhume(2011)^[54])且实证效果良好。本文根据前人采用的方法,在下文中也将根据不同因子对现货风险溢酬和期货风险溢酬进行排序分组实证研究。

在这部分,我们将 15 种商品期货按照基差排序并且将它们分为 4 组,每期调整分组。在构建这些组合时,首先,我们计算出第 t 月末的两个月的对数基差,然后把期货的风险溢酬根据基差从大到小排序。然后在两个月后再次计算出基差,对风险溢酬再次进行排序,以此类推直至最后。第一组包含 3 种具有最高基差的商品期货,其余 3 组每组包含 4 种商品期货。本文将 2 个月,4 个月,6 个月和 8 个月的滚动收益率和超额持有收益率都进行了排序分组。

5.2.1 基差与风险溢酬

我们根据前文的方法计算出了每种商品期货每个时间点和期限的滚动收益率以及超额持有收益率作为对现货溢酬和期限溢酬的估计。在算出整个时间跨度的所有商品期货的两种收益率之后,将各个商品期货的两种收益率分别按照各自的基差进行排序分组,每期调整。然后将组内的收益率各自等权重平均。表 4 是将期货合约根据基差排序而得到的各个收益率的结果。

表 4 基差与风险溢酬

		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
	基差	年化收益率				年化标准差			
A: 滚动 收益率	组 1 (低)	15.66%	9.05%	4.62%	2.42%	22.59%	25.72%	29.78%	25.55%
	组 2	-0.25%	1.17%	2.83%	1.83%	27.27%	30.49%	28.16%	26.30%
	组 3	-7.32%	-7.76%	-6.49%	-4.58%	24.85%	26.21%	27.65%	27.46%
	组 4 (高)	-10.71%	-9.17%	-7.96%	-8.84%	16.43%	16.44%	16.36%	20.04%
	高-低	-26.37%	-18.23%	-12.58%	-11.26%	16.93%	15.83%	20.55%	16.24%
B: 超额 持有 收益率	组 1 (低)		-2.30%	-3.27%	-2.73%		3.98%	6.46%	5.55%
	组 2		-0.68%	-1.09%	-3.14%		4.52%	4.60%	9.07%
	组 3		-0.40%	-1.08%	-0.96%		2.80%	4.21%	4.87%
	高		0.61%	1.01%	0.76%		2.74%	3.21%	4.64%
	高-低		2.91%	4.28%	3.49%		4.66%	6.80%	5.09%

表格的 A 部分显示根据基差排序分组后的两种收益率有着明显的规律。滚动收益率是现货溢酬的一个直接估计。从上表中我们观察可以发现，对于所有的持有期（ $n=1,2,3$ 和 4）年化的滚动收益率的等权重均值随着基差的上升而下降，最高与最低基差组收益率的等权重均值的差值在-26.37%与-11.26%之间变动。本文认为最低基差的商品期货有最大的便利收益率，由此拥有着最高的均值收益率，大约在 2.42%与 15.66%之间变动。而对于最高基差的商品期货组合，等权重均值收益率大约在-10.71%和-7.96%之间变动。Dhume(2011)^[54]和 Gorton、Hayashi 和 Rouwenhorst (2013)^[6]在并没有区分现货溢酬和期限溢酬也没有对持有期进行区分的情况下，用总的期货收益率得出的价差（绝对值）分别为 9.7%和 10.0%。Erb 和 Harvey(2006)^[53]用了一个与本文有细微区别的策略，他们进入期货贴水（即基差小于零）的合约多头和进入期货升水（即基差大约零）的合约的空头，相对于只进入多头的策略，他们得到一个大约 8.2%的超额收益率。Yang(2013)^[7]将这个差值称为基差价差(basis spread)，他进入高基差组多头和低基差组的空头，并且每个月根据基差进行组合调整，他发现这样能获得 10%的年化收益。

超额持有收益率单独分离出了期限溢酬。除了 $n=4$ ，我们看到期限溢酬也同

样存在单调的规律，即期限溢酬随着基差的上升而上升。由此导致的高基差与低基差组的期限溢酬的差值范围从 2.91% 到 4.28%。尽管期限溢酬的值远远小于现货溢酬，但它们也是不可或缺的部分。

5.2.2 持仓量与风险溢酬

尽管从理论上讲，基差才是现货溢酬和风险溢酬的最直接的预测变量，但是现有文献已经发现了一些其他的变量，如持仓量和流动性，也可以预测期货风险溢酬。所以在这节和下一节我们分别用持仓量和流动性这两个变量作为分组依据来对现货溢酬和风险溢酬进行一个排序分组并对它们进行统计性描述。

持仓量是在近期才开始被普遍地作为预测变量去预测期货风险溢酬。Hong 和 Yogo(2012)^[15]认为期货持仓量可以预测商品、货币、股票和债券价格。他们的模型认为由于期货市场的套期保值压力和向下倾斜的需求曲线，持仓量是期货价格上升的一个有效信号。本文认为持仓量这个影响期货风险溢酬的变量对我们的研究是十分有意义的。

本文采取 Hong 和 Yogo(2012)^[15]的研究持仓量的方法，使用由持仓量构造的因子是商品期货持仓额的增长率。为了得到这个变量，首先需要计算得到每种商品期货的持仓额，此处持仓额等于商品期货的持仓量乘以每天的结算价。使用期货价格而非现货价是因为期货价格是投资者持仓收益的一个更为真实的反应，并且期货的流动性要比现货更高，价格能更及时反应市场情况。接着对每期的持仓额进行平均，最后将同一种商品的期货合约的每期持仓额进行加总，进而通过计算得到每种期货的持仓额，最后计算得到每种商品期货的每期的持仓额增长率。根据持仓额增长率大小对风险溢酬进行排序分组，每期进行调整。对整个时间跨度的每种风险溢酬求平均。

表 5 是将期货合约根据两个月持仓额增长率排序而得到的各个收益率的结果。表格的 A 部分与 B 部分分别显示的是根据持仓额增长率排序分组后的两种收益率。

表 5 持仓量与风险溢酬

		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
	持仓额	年化收益率				年化标准差			
	增长率								
A: 滚动 收益 (rolling return)	组 1(低)	-8.49%	-4.51%	-3.94%	-4.57%	19.56%	21.09%	22.15%	19.75%
	组 2	-7.42%	-3.95%	0.02%	0.39%	18.88%	21.55%	22.00%	22.85%
	组 3	-3.78%	-8.29%	-5.70%	-5.01%	27.62%	32.11%	29.80%	29.36%
	组 4(高)	11.02%	3.67%	0.49%	-1.73%	24.53%	25.33%	28.36%	26.36%
	高-低	19.51%	8.18%	4.44%	2.84%	15.68%	20.58%	18.93%	16.71%
B: 超额 持有 (excess holdin)	组 1(低)		0.73%	0.54%	-0.57%		3.46%	5.27%	6.57%
	组 2		-0.58%	-1.17%	-1.47%		3.19%	4.37%	4.33%
	组 3		-1.96%	-2.55%	-2.67%		3.00%	5.65%	6.60%
	组 4(高)		-3.96%	-2.76%	-6.19%		4.09%	4.38%	7.34%
	高-低		-4.68%	-3.30%	-5.62%		4.37%	6.33%	8.17%

我们发现表格的 A 部分的滚动收益率并非呈现单调的关系。只有一期的合约才存在着单调递增的关系。随着期限的增加，现货溢酬随着持仓额增长率变化的单调性消失。而 B 部分的超额持有收益率，我们发现所有期限的超额收益率都随着持仓额增长率的上升而下降。

具体来看，根据 A 部分的滚动收益率的结果，我们发现对于最高持仓额增长率的商品期货组合，等权重均值收益率大约在 11.02%和-1.73%之间变动。超额持有收益率单独分离出了期限溢酬。根据 B 部分，我们看到期限溢酬存在单调的规律，即期限溢酬随着持仓额增长率的上升而下降。由此导致的高持仓额增长率与低持仓额增长率的期限溢酬的差值范围从-3.30%到-5.62%。而且我们发现根据持仓额增长率排序的结果是期限溢酬的大小和现货溢酬的大小在同一个数量级上。

5.2.3 流动性与风险溢酬

流动性是衡量期货市场成熟与否、运行效率如何的重要指标。流动性的高低会影响风险溢酬的大小。一般来说，其他因素固定，则流动性越大，风险溢酬越

小；反之亦然。Szymanowska et al^[1]根据Amivest流动性指标，将商品期货按照流动性进行排序分组，发现高流动性的组的商品期货将比低流动性组的现货溢酬要少5.89%至9.4%，而期限溢酬则要多0.49%至0.66%。

流动性好的合约，交易对于价格的影响也是比较小的，价格的波动性也必然小。根据这个原理，本文中使用Amihud非流动性指标 $Illiq_i$ (Amihud(2002)^[25]) 对我国的商品期货进行排序分组，研究现货溢酬和风险溢酬的结果。

$$Illiq_i = 1/D_{ip} \sum_{i=1}^{D_{ip}} |R_{ipd}| / VOLD_{ipd}$$

式中的下表 i 表示某个期货合约 i 的流动性，下表 p 表示每个期限。 d 表示日。 R_{ipd} 表示每日的每个合约的收益率， $VOLD_{ipd}$ 表示合约 i 在期限 p 内每日的成交金额，而 D_{ip} 表示期限内的交易日总数。上式表明一段时间的流动性是将每天的流动性加总平均作为这段时间的流动性。本文采用上式的计算方法，计算出每个期货合约的流动性，然后将期货合约的风险溢酬按照流动性进行排序分组。最终我们得到下表。表 6 的 A 部分与 B 部分分别显示的是根据流动性排序分组后的两种收益率。

表 6 流动性分组产生的风险溢酬

		n=1	n=2	n=3	n=4	n=1	n=2	n=3	n=4
流动性		年化标收益率				年化标准差			
A: 滚动 收益率	1 (低)	6.04%	5.35%	4.23%	4.81%	25.31%	27.18%	30.41%	30.67%
	组 2	-2.46%	-5.04%	-3.13%	-2.04%	24.94%	28.86%	27.33%	26.37%
	组 3	-7.86%	-10.04%	-9.21%	-8.77%	22.34%	30.30%	28.52%	28.46%
	4 (高)	2.39%	0.91%	0.88%	0.21%	18.93%	15.63%	15.97%	15.48%
	高-低	-3.64%	-4.44%	-3.35%	-4.61%	22.87%	20.05%	20.54%	20.98%
B: 超额 持有 收益率	组 1 (低)		-0.82%	-1.07%	-1.82%		2.48%	3.26%	6.03%
	组 2		-0.43%	-1.68%	-2.72%		3.61%	4.46%	5.34%
	组 3		0.86%	0.74%	1.12%		3.90%	5.66%	6.84%
	组 4 (高)		-2.01%	-1.86%	-2.42%		4.44%	4.44%	7.80%

	高-低		-1.19%	-0.79%	-0.60%		4.93%	5.51%	9.54%
--	-----	--	--------	--------	--------	--	-------	-------	-------

从上表中我们看到，期限溢酬和现货溢酬的任何期限都不存明显的单调的规律。这说明，流动性对风险溢酬的预测功能没有基差和持仓额增长率的预测效果好。尽管从理论上讲，在其他情况相同的时候，流动性越高，风险溢酬越低，但是从我们的结果来看，现货风险溢酬和期限风险溢酬与流动性的关系并不明朗。

5.3 因素模型

5.3.1 基差组合风险溢酬解释

为了解释这些组合的两种风险溢酬，本文引入商品期货市场因子和高减低因子 HML_c 。过去，学者们已经用多因素模型去解释股票收益率和债券收益率(Fama 和 French(1993)^[27]) 以及外汇市场上的远期收益率 (Lustig,Roussanov 和 Verdelhan(2011)^[31])。但是在期货市场上还没有一致认同的可以解释整个市场风险溢酬的因素。

根据 Szymanowska et al (2014)^[1]理论，他们认为在商品期货市场上，期货的风险溢酬和整体的市场因子的相关性十分的低。所以他们在回归模型中并没有加入市场因子。而根据 Yang(2013)^[7]发现，尽管从市场因子单因子的拟合结果的常数项来看，CAPM 是不成立的，市场因子还是可以解释一部分的风险溢酬，而且引入 HML 因子后，两因子的解释效果十分好。所以本文将结合他们的文献的方法，首先使用 HML 因子对期限溢酬和现货溢酬进行回归，如果 HML 因子的效果不好，则引入市场因子。

首先，本文根据 Szymanowska et al (2014)^[1]的模型，仅仅用持有期货的风险溢酬，也即持有收益率，构造的 HML 因子对这些组合的现货溢酬和期限溢酬进行回归。这里使用 HML 因子是市场中所有商品期货具有同样期限的基差最高两组商品期货的收益率减去基差最低两组商品期货的收益率得出来的时间序列。使用表 3 中的组合，我们先对滚动收益率进行时间序列回归检验，再对超额持有收益率进行时间序列回归检验。回归方程如下：

$$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t} \quad (16)$$

其中，n=1-4 表示期限，i=1-4 表示相应的分组。 $R_{t,t+n}^i$ 表示某个商品期货 i 期限为

n 期的滚动收益率或者超额持有收益率。HML 表示持有高基差 (i=3 和 4) 组合多头并且进入低基差 (i=1 和 2) 组合空头得到的收益率, 下文中称为基差 HML 因子。如果这个因素模型可以解释分组排序, 那么根据资产定价理论, α_n^i 应该等于零。表格的常数项给出的是每个期限的 4 个分组的常数项绝对值的平均值。P 值表示对每个期限的 4 个 α_n^i 进行联合检验是否为零的统计值。根据 Szymanowska et al^[1] 和 Yang(2013)^[7], 若常数项不显著不为零, 则表示因子的解释效果良好。这是因为当模型中的常数项不显著的时候, 表明信息都包含在了解释因子中。

首先我们对商品期货滚动收益率用等式(16)进行回归, 得到了表 7 中的结果。表 7 的左边呈现的是滚动收益率对基差 HML 因子的回归的 4 个常数项绝对值的平均值以及对 4 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。表 7 的右边呈现的是超额持有收益率对基差 HML 因子回归的 3 个常数项绝对值的平均值以及对 3 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。

表 7 基差 HML 因子对基差组合的解释力

	滚动收益		超额持有收益	
	常数 (绝对值均值)	p 值	常数 (绝对值均值)	p 值
周期 (基差排序)	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$			
n=1	2.66%	0.0259		
n=2	5.75%	0.0043	0.25%	0.3331
n=3	5.16%	0.0009	0.71%	0.3159
n=4	3.26%	0.0451	1.18%	0.2370

首先我们发现回归结果拒绝了等式(16) HML 单因素模型。从第一部分我们可以看到, 所有的常数项的联合检验结果在 10% 的置信水平下都显著不为零。而对于期限溢酬而言, HML 因子确实可以对其进行解释。我们发现对超额收益率回归得到的常数项绝对值的平均值在 0.25% 和 1.18% 之间。而 p 值表明在 10% 的置信水平下它们并不显著不等于零。

而对现货溢酬的回归结果来看, 基于基差 HML 因子模型无法解释现货溢酬,

根据 Yang (2013) [7] 的因子模型，我们在模型中增加一个市场因子 (Mkt_c)，也即市场组合的收益率。同上文一致，我们依然使用时间序列回归来检验这个两因子模型：

$$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i Mkt_{c,t,t+n} + \beta_{n,HML_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t} \quad (17)$$

我们对商品期货滚动收益率用等式(17)进行回归，得到了表 8 中的结果。表 8 呈现了是滚动收益率对市场因子和基差 HML 因子的回归的 4 个常数项绝对值的平均值以及对 4 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。

表 8 基差 HML 因子和市场因子对基差组合的解释力

	滚动收益	
	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i Mkt_{c,t,t+n} + \beta_{n,HML_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$	
周期（基差排序）	常数（绝对值均值）	p
n=1	0.57%	0.8632
n=2	1.18%	0.7475
n=3	1.17%	0.7910
n=4	2.16%	0.6111

我们可以看到这四个组所有的滚动收益率的 α_n^i 统计量 P 值表明在 10% 的置信水平下系数都是不显著不为零的。由此我们可以得出结论：这个两因子模型顺利通过了检验。我们得出的结论是根据基差排序分组的滚动收益率可以用基差 HML 因子和市场因子共同解释，而超额持有收益率则只需要基差 HML 因子就可以进行解释。由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计，所以根据基差排序分组的现货溢酬可以用基差 HML 因子和市场因子共同解释，而期限溢酬则只需要基差 HML 因子就可以进行解释。

5.3.2 基差因子检验

为了检验基差分组后构造的因子是否真的可以解释现货溢酬和期限溢酬，进一步，我们将根据持仓额增长率排序得到的分组作为因变量，而根据基差分组得到的基差 HML 因子作为自变量再次进行回归。

首先我们对根据持仓额增长率分组的滚动收益率用等式(16)进行回归，得到了表 9 中的结果。表 9 的左边呈现的是滚动收益率对基差 HML 因子的回归的 4 个常数项绝对值的平均值以及对 4 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。表 9 的右边呈现的是超额持有收益率对基差 HML 因子回归的 3 个常数项绝对值的平均值以及对 3 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。

表 9 基差 HML 因子对持仓额增长率组合的解释力

	滚动收益		超额持有收益	
	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$			
期限（持仓额增长率排序）	常数（绝对值均值）	p 值	常数（绝对值均值）	p 值
n=1	2.86%	0.0324		
n=2	5.92%	0.0090	0.25%	0.33627
n=3	5.27%	0.0065	0.26%	0.6679
n=4	3.39%	0.0315	0.35%	0.1917

首先我们发现回归结果拒绝了等式(16) HML 单因素模型。从第一部分我们可以看到，所有的常数项的联合检验结果 p 值表明系数在 10%的置信水平下都显著不为零的。而对于期限溢酬而言，根据基差分组构造的 HML 因子确实可以对持仓额增长率的组合收益进行解释。我们发现对超额收益率回归得到的常数项绝对值的平均值在 2.86%和 5.92%之间。而 p 值表明系数在 10%的置信水平下并不显著不等于零。

同样，而对现货溢酬的回归结果来看，基于 HML 因子模型无法解释现货溢酬。同上文一致，我们在模型中增加一个市场因子，也即市场组合的收益率。表 10 展示了回归结果。表 10 呈现了是根据持仓额增长率分组组合的滚动收益率对市场因子和基差 HML 因子的回归的 4 个常数项绝对值的平均值以及对 4 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。

表 10 基差 HML 因子和市场因子对持仓额增长率组合的解释力

	滚动收益	
	常数 (绝对值均值)	p
周期 (基差排序)	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i Mkt_{c,t,t+n} + \beta_{n,HML_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$	
n=1	1.43%	0.8908
n=2	1.72%	0.9809
n=3	1.40%	0.9956
n=4	1.49%	0.6026

我们可以看到这四个组所有的超额收益率的 α_n^i 统计量 P 值表明系数在 10% 的置信水平下都是不显著不为零的。由此我们可以得出结论：这个两因子模型顺利通过了检验。这就说明了根据基差排序分组后构造的市场因子和基差 HML 因子确实可以解释现货溢酬和期限溢酬。

我们得出的结论是根据持仓额增长率排序分组的滚动收益率可以用基差 HML 因子和市场因子共同解释，而超额持有收益率则只需要基差 HML 因子就可以进行解释。由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计，所以根据基差排序分组的现货溢酬可以用基差 HML 因子和市场因子共同解释，而期限溢酬则只需要基差 HML 因子就可以进行解释。

最终我们根据前文，可以得到，基差 HML 因子可以解释组合的期限溢酬以及基差 HML 因子和市场因子可以一起解释组合的现货溢酬。

5.3.3 持仓额增长率因子检验

为了比较基差排序分组组合构造的 HML 因子和持仓额增长率排序分组组合构造的 HML 因子，将根据基差排序得到的分组组合收益率作为因变量，市场因子和根据持仓量增长率分组构造的 HML 因子作为自变量。HML 表示持有持仓量增长率 (i=3 和 4) 组合多头并且进入低持仓量增长率 (i=1 和 2) 组合空头得到的收益率，下文中称为持仓额增长率 HML 因子。

首先，我们根据式 (16) 进行回归，回归结果如表 11 所示。

表 11 滚动收益率持仓额增长率因子的检验

	滚动收益		超额持有收益	
	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$			
期限（持仓额增长率排序）	常数（绝对值均值）	p 值	常数（绝对值均值）	p 值
n=1	2.46%	0.0162		
n=2	2.26%	0.0721	0.33%	0.3193
n=3	2.76%	0.0895	0.84%	0.0328
n=4	3.04%	0.0422	1.32%	0.0205

首先我们发现回归结果拒绝了等式(16) HML 单因素模型。从第一部分我们可以看到,所有的常数项的联合检验结果表明系数在 10%显著水平下都显著不为零的。而对于期限溢酬而言,所有的常数项的联合检验结果表明系数在 10%显著水平下都几乎都显著不为零的,即根据持仓额增长率分组构造的 HML 因子也无法对根据基差分组的组合收益进行解释。由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计,我们得到,现货溢酬和期限溢酬回归结果拒绝了等式(16)持仓额增长率 HML 因子单因素模型。

由于上文中引入市场因子,则两因子可以很好的解释现货溢酬。所以,我们对现货溢酬再次根据式(17)进行回归。回归结果如表 12 所示。表 12 呈现的是滚动收益率对市场因子和持仓额增长率 HML 因子进行回归得到的 4 个常数项绝对值的平均值以及对 4 个常数项是否为零的联合检验的 p 值。

表 12 超额持有收益率持仓额增长率因子的检验

	滚动收益	
	$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i Mkt_{c,t,t+n} + \beta_{n,HML_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$	
周期（基差排序）	常数（绝对值均值）	p
n=1	1.67%	0.2142
n=2	2.47%	0.0455
n=3	2.85%	0.0716
n=4	3.08%	0.0589

从上表结果来看，p 值表明系数在 10% 显著水平下是显著不为零，所以基于持仓额增长率 HML 因子和市场因子的模型依旧无法解释现货溢酬。我们得出的结论是根据基差排序分组的滚动收益率和超额持有收益率都无法用持仓额增长率 HML 因子和市场因子共同解释。由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计，所以根据基差排序分组的现货溢酬和期限溢酬都无法用持仓额增长率 HML 因子和市场因子共同解释。这就说明了持仓额增长率因子的解释效果的确不如基差因子好。

5.3.4 单个商品期货

前面的实证针对的都是商品期货投资组合，显然在这些组合中，基差包含了丰富的信息量，各个组合的信息已经几乎完全反映在了市场因子和基差 HML 因子中，市场因子和基差因子 HML 因此对组合风险溢酬具有解释力。

下文我们单独研究各个商品期货现货溢酬和期限溢酬的情况。鉴于上文中对于现货溢酬而言，两因子（市场因子和基差 HML 因子）效果比较好，而对于期限溢酬而言，基差 HML 因子效果好。所以在对单个商品期货进行检验的时候，用式（16）对期限溢酬进行回归，而用式（17）对现货溢酬进行回归。

我们对所有的 15 种商品期货的现货溢酬根据式（17）进行回归检验，检验的结果呈现在表 13 中。表 13 的呈现的是每种滚动收益率对基差 HML 因子的回归的 4 个常数项以及对 4 个常数项的 p 值。

表 13 单个商品期货滚动收益率的回归

滚动收益率 (Rolling return)		$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i Mkt_{c,t,t+n} + \beta_{n,HML_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$			
		n=1	n=2	n=3	n=4
铝	常 数 (p)	-1.90% (0.2560)	-3.39% (0.1815)	-5.12% (0.0718)	-7.65% (0.0244)
棉花		21.00% (0.4700)	1.00% (0.7300)	5.00% (0.3500)	5.00% (0.4308)
铜		-0.20% (0.9300)	0.60% (0.8409)	-0.03% (0.9900)	14.00% (0.6032)
PTA		-1.48% (0.0900)	-0.71% (0.5899)	-1.89% (0.1600)	-2.20% (0.1035)
白糖		2.90% (0.189)	5.60% (0.5070)	8.90% (0.0271)	8.90% (0.0510)
强麦		-1.70% (0.0772)	-3.02% (0.2600)	-4.28% (0.0325)	-7.01% (0.0002)
豆油		-0.98% (0.5868)	-2.56% (0.2109)	-3.57% (0.1098)	-3.32% (0.1283)
菜籽油		4.90% (0.7054)	-0.50% (0.8079)	0.30% (0.8859)	2.00% (0.0454)
豆粕		0.58% (0.8103)	1.88% (0.6121)	4.66% (0.2671)	4.48% (0.2994)
豆二		1.72% (0.2648)	1.97% (0.3929)	5.06% (0.0376)	7.70% (0.0014)
LLDPE		-2.69% (0.2454)	-3.89% (0.2421)	-7.18% (0.0457)	-7.30% (0.0843)
橡胶		0.45% (0.8731)	4.55% (0.1658)	4.37% (0.1559)	7.25% (0.0302)
锌		0.79% (0.6484)	0.77% (0.7267)	-2.64% (0.3651)	-5.06% (0.1033)
玉米		-0.32% (0.7580)	-1.93% (0.1772)	-1.23% (0.4271)	-1.68% (0.3647)
棕榈油		-0.48% (0.7957)	-2.12% (0.4716)	-4.23% (0.2105)	-5.17% (0.1856)

从表 13 我们可以看到单个商品期货的现货溢酬的回归结果的常数项的显著性是不一致的，系数在 10% 显著水平下绝大多数都是不显著不为零。绝大多数商品期货的滚动合约收益率能很好的被市场因子和基差 HML 因子解释，只有少量不能被基差 HML 因子解释。本文认为有些单个商品期货解释力度不够的原因是因为各种商品期货之间的存在并没有被市场消化的信息。但总体上市场因子和基差 HML 因子可以解释单个商品期货的滚动收益率。

对商品期货的期限溢酬根据式 (16) 进行回归检验。检验的结果呈现在表 14 中。表 14 展示的是超额持有收益率对基差 HML 因子回归的 3 个常数项及对 3 个常数项是否为零检验的 p 值。

表 14 单个商品期货超额持有收益率的回归

超额持有收益率 (excess holding return)		$R_{t,t+n}^i = \alpha_n^i + \beta_{n,Mkt_c}^i HML_{c,t,t+n} + \varepsilon_{n,t}$		
		n=2	n=3	n=4
铝		-0.08% (0.6879)	0.25% (0.5261)	0.68% (0.2616)
棉花		0.34% (0.1076)	-0.05% (0.9547)	-0.23% (0.8643)
铜		-0.24% (0.1483)	-0.55% (0.0519)	-0.58% (0.7524)
PTA		0.78% (0.3104)	0.98% (0.4433)	2.32% (0.1111)
白糖		-0.47% (0.3372)	-1.41% (0.0395)	-2.33% (0.0255)
强麦		0.17% (0.4801)	0.73% (0.0797)	1.82% (0.0044)
豆油		0.25%(0.6115)	0.74% (0.2536)	1.78% (0.0311)
菜籽油	常数 (p)	0.11% (0.8875)	0.56% (0.5941)	-0.85% (0.5423)
豆粕		-0.18% (0.8176)	-0.76% (0.5458)	-0.97% (0.6107)
豆二		-0.72% (0.5305)	-1.14% (0.4984)	-1.69% (0.4585)
LLDPE		-0.58% (0.5854)	-0.26% (0.7699)	0.04% (0.9808)
橡胶		-1.07% (0.2141)	1.15% (0.0162)	-5.1% (0.0086)
锌		0.14% (0.3141)	0.56% (0.0488)	0.60% (0.0619)
玉米		1.13% (0.0513)	1.70% (0.0175)	2.31% (0.0221)
棕榈油		0.76% (0.3541)	16.18% (0.0509)	2.26% (0.0715)

同现货溢酬一样，回归结果并不是呈现一种完全否定或者说完全肯定的结论。但系数在 10%显著水平下绝大多数都是不显著不为零。我们可以看到，随着期限的增加，由持有收益率构造的因子不能解释期限溢酬的商品期货逐渐增多。但是绝大多数商品期货的超额持有收益率能很好的被基差 HML 因子解释，只有少量不能。本文依然认为有些单个商品期货解释力度不够的原因是因为各种商品期货之间的存在并没有被市场消化的信息。但总体上基差 HML 因子可以解释单个商品期货的滚动收益率。

由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计，所以本文认为市场因子和基差 HML 因子可以解释现货溢酬，而期限溢酬仅仅由基差 HML 因子便可解释

第六章 结论

期货市场作为我国金融市场和市场经济体系中不可或缺的组成部分,对期货市场进行深入的研究成有重大的意义。本文深入对中国商品期货的风险溢酬进行了深入的分析。

首先,我们发现,在大多数情况下,现货溢酬的绝对值比期限溢酬的绝对值大很多,也就是说,在期货风险溢酬中,现货溢酬主导地位。

其次,本文根据期货的基差,持仓额增长率和流动性分别对 15 种商品期货的现货溢酬和期限溢酬进行排序分组。根据基差排序分组,我们可以得到两种收益率有着明显的规律。对于现货溢酬而言,所有的持有期($n=1,2,3$ 和 4)年化的现货溢酬的等权重均值随着基差的上升而下降,最高与最低基差组现货溢酬的等权重均值的差值在 -26.37% 与 -11.26% 之间变动。同样,对于期限溢酬而言,绝大多数持有期的期限溢酬也同样存在单调的规律,即期限溢酬随着基差的上升而上升。由此导致的高基差与低基差组的期限溢酬的差值范围从 2.91% 到 4.28% 。尽管期限溢酬的值远远小于现货溢酬,但它们也是不可或缺的部分。根据持仓额增长率排序分组,我们发现现货溢酬并不体现单调规律,而期限溢酬则是随着持仓额增长率的上升单调下降。。由此导致的高持仓额增长率与低持仓额增长率的期限溢酬的差值范围从 -3.30% 到 -5.62% 。与前两个因子不同的是,当我们根据流动性排序分组时,现货溢酬和期限溢酬都没有产生单调规律。

第三,本文也发现,根据不同因子排序分组得到的现货溢酬可以由两个因子解释,即市场因子和基差 HML 因子。然而期限溢酬则只需要由基差因子 HML 解释。但是它们都无法根据持仓额增长率因子 HML 解释。这说明,基差因子的确对期货市场的风险溢酬有一个比较好的解释能力。

最后,本文对 15 种商品期货的现货溢酬和期限溢酬分别做了回归。我们看到绝大多数滚动收益率能被市场因子和基差 HML 因子解释以及绝大多数超额持有收益率能被基差 HML 因子所解释。由于滚动收益率和超额持有收益率分别是现货溢酬和期限溢酬的一个直接估计,所以本文认为市场因子和基差 HML 因子可以解释现货溢酬,而期限溢酬仅仅由基差 HML 因子便可解释

参考文献

- [1] Marta Szymanowska, Frans de Rooy, Theo Nijman, Rob van den Goorbergh. An Anatomy of Commodity Futures Risk Premia [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 453-482.
- [2] Campbell J Y, Shiller R J. Stock prices, earnings, and expected dividends[J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(3): 661-676.
- [3] Keynes J M. *Treatise on money*. 2 vols. [M]. 1930.
- [4] Fama E F, French K R. Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premia, and the theory of storage[J]. *Journal of Business*, 1987: 55-73.
- [5] Gorton G, Rouwenhorst K G. Facts and fantasies about commodity futures[R]. National Bureau of Economic Research, 2004.
- [6] Gorton G B, Hayashi F, Rouwenhorst K G. The fundamentals of commodity futures returns[J]. *Review of Finance*, 2013, 17(1): 35-105.
- [7] Yang F. Investment shocks and the commodity basis spread [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(1): 164-184.
- [8] Lustig H, Verdelhan A. The Cross-Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk[J]. *The American Economic Review*, 2007: 89-117.
- [9] Keynes J M. Some aspects of commodity markets [J]. *Manchester Guardian Commercial: European Reconstruction Series*, 1923, 13: 784-786.
- [10] Hirshleifer D. Residual risk, trading costs, and commodity futures risk premia [J]. *Review of Financial Studies*, 1988, 1(2): 173-193.
- [11] Chang E C. Returns to speculators and the theory of normal backwardation [J]. *The Journal of Finance*, 1985, 40(1): 193-208.
- [12] Bessembinder H. Systematic risk, hedging pressure, and risk premia in futures markets [J]. *Review of Financial Studies*, 1992, 5(4): 637-667.
- [13] Chang E, Chou R Y, Nelling E F. Market volatility and the demand for hedging in stock index futures[J]. *Journal of Futures Markets*, 2000, 20(2): 105-125.
- [14] Gorton G B, Hayashi F, Rouwenhorst K G. *The Fundamentals of Commodity Futures Returns*[R]. National Bureau of Economic Research, 2007.
- [15] Hong H, Yogo M. What does futures market interest tell us about the macroeconomy and

- asset prices?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012.
- [16]Stigler G J. Public regulation of the securities markets[J]. *Journal of Business*, 1964: 117-142.
- [17]Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of financial economics*, 2000, 58(1): 187-214.
- [18]Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. *Journal of financial Economics*, 1986, 17(2): 223-249.
- [19]Datar V T, Y Naik N, Radcliffe R. Liquidity and stock returns: An alternative test[J]. *Journal of Financial Markets*, 1998, 1(2): 203-219.
- [20]Kyle A S. Continuous auctions and insider trading[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985: 1315-1335.
- [21]Pennings J M E, Leuthold R M. Commodity futures contract viability: a multidisciplinary approach[J]. 1998.
- [22]Locke P R, Sarkar A. Liquidity supply and volatility: Futures market evidence[J]. *Journal of futures markets*, 2001, 21(1): 1-17.
- [23]Milonas N T. Price variability and the maturity effect in futures markets[J]. *Journal of Futures Markets*, 1986, 6(3): 443-460.
- [24]Hasbrouck J. Liquidity in the futures pits: Inferring market dynamics from incomplete data[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2004, 39(02): 305-326.
- [25]Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Market*, 2002, 5(1): 31-56.
- [26]Amihud Y, Mendelson H, Lauterbach B. Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange[J]. *Journal of Financial Economics*, 1997, 45(3): 365-390.
- [27]Fama, E., French, K. R., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds *Journal of Financial Economics* 33, 3 - 56.
- [28]De Roon F A, Nijman T E, Veld C. Hedging pressure effects in futures markets[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(3): 1437-1456.
- [29]Acharya V V, Lochstoer L A, Ramadorai T. Limits to arbitrage and hedging: Evidence from commodity markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(2): 441-465. [24]

- [30] Bessembinder H, Chan K. Time-varying risk premia and forecastable returns in futures markets[J]. Journal of Financial Economics, 1992, 32(2): 169-193.
- [31] Lustig H, Roussanov N, Verdelhan A. Common risk factors in currency markets[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(11): 3731-3777.
- [32] 奚惟华. 期货交易中的基差分析及运用[J]. 价格理论与实践, 1996. 9.
- [33] 李春宇. 大商所大豆期货基差买证分析[D], 2005. 东北财经大学.
- [34] 刘翔. 例基差的影响因素及其风险测度[D], 2008, 中山大学.
- [35] 蒋美云. 期货市场基差与套期保值效果的买证研究[J]. 北方经贸, 2001(12): 第 149-151 页.
- [36] 宋军, 赵鹰妍, 凌若冰. 商品期货成交量的“分享蛋糕”效应[J]. 系统工程理论与实践, 2012, (3): 561-567.
- [37] 华仁海, 仲伟俊. 我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量动态关系的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2004 (7): 123-132
- [38] 周志明, 唐元虎, 施丽华. 中国期市收益率波动与交易量和持仓量关系的实证研究[J]. 上海交通大学学报, 2004, 38(3): 368-372.
- [39] 徐剑刚, 唐国兴. 期货波动与交易量和市场深度关系的实证研究[J]. 管理科学学报, 2006(2) P69-75
- [40] 李丹, 蔡义杰. 期货市场交易量与收益及波动关系的分位分析[J]. 经济问题, 2009(2): 111-113.
- [41] 戴毓, 周德群. 燃料油期货市场成交量, 持仓量与波动性关系[J]. 系统工程理论与实践, 2009 154-162.
- [42] 白东辉, 杨栓军. 铜铝期货价格、成交量与持仓量动态关系研究[J], 重庆师范大学学报, 2010(5)
- [43] 童宛生, 管炎彬等. 期货市场流动性研究, 中国期货业协会 2001 年重点课题
- [44] 李慕春, 张国元. 期货市场流动性研究, 大连商品交易所研究报告集, 中国财政经济出版., 2001(5)
- [45] 申唯正. 上海期货市场流动性实证研究[N], 期货日报, 2004
- [46] 刘洋, 胡坚. 中国期货市场流动性的实证研究[J], 济科科学 2005(3): P54-65
- [47] 李慧茹. 中国棉花期货市场价格发现功能研究[J], 运筹与管理, 2006(6): P95-100
- [48] 李泽海、刘海龙. 期货合约流动性度量方法及实证分析[J], 系统管理学报, 2012(1): P29-33
- [49] 阳建伟, 蒋馥. 中国股市横截面预期收益解释因子的实证研究[J]. 上海交通大学学 2004(3): 326-329.
- [50] 邓长荣、马永开. 中国证券市场三因素模型敏感系数稳定性和可预测性研究[J]. 电子科技大学学报 2006(3): 108-112
- [51] 张子余. 估计周期对三因素模型系数估计的影响研究[J]. 统计与决策, 2011, (24): 26-29
- [52] Fama E F, French K R. Business cycles and the behavior of metals prices[J]. The Journal of Finance, 1988, 43(5): 1075-1093.

- [53]Fama E F. Forward and spot exchange rates[J]. Journal of Monetary Economics, 1984, 14(3): 319-338.
- [54]Erb C B, Harvey C R. The strategic and tactical value of commodity futures[J]. Financial Analysts Journal, 2006: 69-97.
- [55]Dhume, Deepa, Using durable consumption risk to explain commodities returns, Working paper, Harvard University ,2011

致谢

时光如梭，转眼间已经到了毕业季，而毕业论文从大量文献阅读进行选题，然后是思路的产生，各种数据资料的收集，开始写作直到现在，终于走到了这最后一步，心中感慨万千。

这两天正逢考研复试阶段，我从海韵到学校的车上，碰到了几个结伴复试的人。他们兴致勃勃，对未来充满着期待。从他们身上我不禁看到了三年前的自己，那么意气风发。我清晰的记得，当我下了车进厦门大学的那一刹那，我被厦大的美景所惊呆，当时我立刻给远在家里的父母发了条短信，说我一定要在厦门“扎根”。终于经过复试，到录取，到开学，我迎来了生命中最美好的三年。在这里，我见证了自己的成长。现在，我就快毕业了，带着这三年的丰硕果实，我将迈入社会，走进人生的另一阶段。

这三年，我首先要感谢的是我的导师陈淼鑫副教授。若不是她谆谆教诲，我必然不会成为现在让自己满意的自己。我总记得，当我自我怀疑或者当我没有很好的完成某项学习任务时，陈老师从来不会觉得我比别人差，她总告诉我，你的实力是有的，只是你还没有尽力，你没有足够的认真去做。就这样，我不敢懈怠，一直努力，成就了现在的自己。研一的金融软件助教，是陈老师让我做的，当时的我即使曾经学过软件，也忘的差不多，就用这种方式，我又比从前更努力的学了一遍。那时的煎熬带来的成绩让我在实习、在写论文时顺利许多。在研二、研三阶段，每当我论文做不下去时，我总时不时去询问一下，而陈老师从来不会不耐烦，总是给我指点，给我思路……。太多太多的事情，让我觉得上天真是眷顾我，让我遇到了陈老师作为我的导师。这一生，我都不会忘记陈老师给我的鼓励与帮助。

其次，我要感谢敬爱的郑振龙教授，他那渊博的学识、丰富的市场经验和敏锐的观察力，让我无比钦佩之余又受益匪浅；他那严谨的治学态度、严密的逻辑分析能力、以及对科学和真理的追求和热情，让我肃然起敬又收获颇丰；他那幽默风趣的授课方式和积极开朗的人格魅力，更是让我们如沐春风。他教会我们的不仅是深奥又有趣的金融理论知识，更多的是刻苦专研、精益求精的治学态度和认真严谨、端正积极的处事方法，这些都将是伴随我一生的宝贵财富。

我要感谢陈蓉教授，感谢她三年来对我在学习和找工作上的关心和支持。陈

老师乐观开朗，平易近人，对待学生非常好，金工的每位学生都深刻感受到。我还要感谢金融系各位老师对我的栽培，你们诲人不倦，让我在这三年里在学业上有了很大的提升。

我还要感谢金融工程的各位学长学姐：廖木英学姐从研一至今对我提供了多次学习上的帮助，对我的专业困惑都给了耐心的回答。她是那么努力，幽默风趣，乐观向上，这些都给我的生活和学习带来了前进的动力。闫慧学姐在我进行论文写作时，曾给了我不少指导，也曾对我找工作期间的疑惑进行解答。陈焕华学长、史若燃学长、郑国忠学长、邱紫华学长和王宜峰学长对我的学习生活都给予了不 少指点。

感谢上苍让我遇到我们金融工程的每一个同学。我们一起学习、一起生活，一起快乐过、悲伤过、疯狂过、认真过，一起成长、一起向理想迈进。拥有你们的生活是快乐的幸福的，感谢三年来有你们的相伴，希望我们一同携着这份幸福和缘分继续走向未来。

我还要感谢厦门大学这个校园，它对学生的关怀如慈母般的呵护，它有良好的学习氛围、优美的学习环境，它努力为学生排忧解难、创造更好的学习生活条件，比如解决图书馆占座问题、扩充座位、满足学生自习需求而开通通宵考研自习室、冬天的热开水、夏天的空调、为保证安静的学习环境而温馨提醒游客止步等等，作为享受到这些体贴而又人性化的福利，我对此深表谢意。

最后，我还要感谢我的家人。感谢他们对我学习上的支持和生活上的关心，感谢他们在我找工作过程中给予的帮助和鼓励。感谢母亲在我生活上的关心无微不至，感谢父亲在我失意的时候总是鼓励我。感谢我妹妹让我的生活更加的丰富多彩。我将继续努力，带着你们对我的期望，活得更加精彩。

还有好多人都要感谢，感谢你们在我成长的路上，一路陪伴。我无法一一感谢，但是我真的谢谢你们。祝愿你们今后的学习，工作和生活一帆风顺。

2014年3月于曾厝垵学生公寓